دراسة اقتصادية قياسية لأثر الاستثمار على الناتج المحلي الإجمالي والزراعي

د/ منى حسنى جاد على د/ محمد عبد القادر عطا الله
باحث بمعهد بحوث الاقتصاد الزراعي – مركز البحوث الزراعية

مقدمة:

يعد الناتج المحلي الإجمالي المقياس المعياري للنمو الاقتصادي، إذ يعتبر المقياس الأكثر شمولاً للأداء الاقتصادي في العالم، وتعتبر قيمة الناتج المحلي أو القومي من المؤشرات الاقتصادية الهامة التي تقيس مقدرة الاقتصاد الوطني على إنتاج السلع والخدمات، حيث يمثل تدفقاً لأنه يعبر عن ما أنتج من سلع وخدمات خلال فترة زمنية معينة، وزيادة حجم الناتج المحلي من سنة لأخرى يعني زيادة ما ينتجه الاقتصاد من السلع والخدمات، وهذا بدوره يعني زيادة فرص العمل لأفراد المجتمع مما يزيد من دخولهم فيزيد استهلاكهم ويزيد الاستثمار مما يعمل على زيادة الإنتاج مرة أخرى، والعكس صحيح. كما يعد الاستثمار البوابة الرئيسية لتنمية الانتاج والدخل وخلق فرص عمل جديدة ، ولذلك فإن نجاح السياسات الاقتصادية فى تحقيق تقدم اقتصادى مستدام فى ظل معدلات أعلى للنمو، يتوقف إلى حد كبير على قدرة تلك السياسات على توفير مناخ مناسب للاستثمار الإجمالي بصفة عامة والزراعي بصفة خاصة. ويؤثر مستوي الاستثمار علي النشاط الاقتصادي والنمو الاقتصادي في المدي الطويل، ولتحقيق معدل نمو اقتصادي علي المدي الطويل يحتاج إلي استثمارات تمثل نسبة عالية من الناتج المحلي الإجمالي، إذ أن الإنفاق الاستثماري أحد المكونات الرئيسية للناتج المحلي الإجمالي.

مشكلة البحث:

تكمن المشكلة البحثية في أنه علي الرغم من أهمية الاستثمار كأحد مكونات الناتج المحلي الإجمالي بوجه عام والناتج الإجمالي الزراعي بوجه خاص، وعلي الرغم من أهمية قطاع الزراعة في تحقيق التنمية الاقتصادية بالدولة، إلا أنه لاقي أهمالاً خلال فترة طويلة تقلصت فيه الاستثمارات الموجهة للقطاع الزراعي ، حيث أن الاستثمارات الزراعية لم تمثل سوى ٤,٣٩% من جملة الاستثمارات الإجمالية، كما أن الاستثمار الإجمالي والزراعي لم يمثلا سوي ١٤,٥%، ٤,٣% من جملة الناتج المحلي والناتج الزراعي علي الترتيب عام ٢٠١٣/٢٠١٤، وهذا يعنى ضآلة قيمة الاستثمارات الموجهة لقطاع الزراعة بشكل ملحوظ ، مما ينعكس سلبًا علي معدلات التنمية الزراعية ومن ثم التنمية الاقتصادية في مصر.

هدف البحث:

نظرًا لوجود علاقات تشابكية بين الاستثمار الإجمالي والناتج المحلي علي المستوي القومي والزراعي، وانه يصعب وقد يستحيل فصل هذه العلاقات ودراستها بمعزل عن بعضها البعض، فأن الهدف الرئيسي هو دراسة أثر الاستثمار علي الناتج المحلي الإجمالي والزراعي من خلال عدة أهداف فرعية هي:

- دراسة السلوك الاستثماري الإجمالي والزراعي.
- التعرف علي مدي كفاءة الاستثمار الاجمالى والزراعي.
- تقدير العلاقة السببية غير الآنية بين الاستثمار الإجمالي والناتج المحلي علي المستوي القومي والزراعي، فضلاً عن تحديد فترات الإبطاء المعنوية للاستدلال منها علي مدي التأخير في الدخول في مشروعات جديدة أو التوسع في مشروعات قائمة. وهذا يشكل قاعدة علمية لوضع خطط التنمية الاقتصادية والتنمية الزراعية.
- استنتاج نموذج قياسي مبني علي نماذج (Vector Autoregressive) للتنبؤ بالناتج المحلي الإجمالي والزراعى، والاستثمار الإجمالي والزراعى.
- التنبؤ بكل من الاستثمار الإجمالي والناتج المحلي علي المستوي القومي والزراعي.

أهمية البحث:

تأتى أهمية البحث من كون الاستثمار أحد مكونات الناتج المحلى الاجمالى بوجه عام و الناتج الزراعى بوجه خاص، و كذا أهمية الاستثمار لتنمية القطاع الزراعى و الذى يعانى من ضآلة الاستثمارات الموجهه اليه ، و من ثم يقوم البحث بدراسة العلاقة التشابكية بين الاستثمار الاجمالى و الناتج المحلى على المستوى القومى و الزراعى و ذلك بدراسة العلاقة السببية غير الآنية بين الاستثمار الاجمالى و الناتج المحلى على المستوى القومى و الزراعى ، و الذى يمكن من خلال نتائجة وضع تصور لخطط التنمية الاقتصادية و التنمية الزراعية.

الطريقة البحثية ومصادر البيانات:

اعتمدت الدراسة علي بيانات السلاسل الزمنية، وتم استخدم طريقة الاحتمال الاعظم " Full Information Maximum Likelihood" في تقدير صيغة المعجل المرن، فضلاً عن استخدام نموذج كويك للمتباطئات الموزعة "Koyck Distribution"، وكذلك إسلوب انحدار العلاقات غير المرتبطة ظاهريًا "Seemingly Unrelated Regression"(SUR) عند تقدير نماذج متجه الانحدار الذاتي غير المقيدة "Vector Autoregressive"(VAR) في تحليل السلاسل الزمنية[1، ٢، ٣، ٥، ٧، ومن١٢إلي19].

كما تم الحصول علي البيانات من الموقع الإلكتروني للبنك الدولي، البنك المركزي المصري، الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، ووزارة التخطيط خلال الفترة (١٩٩٩/٢٠٠٠-٢٠١٣/٢٠١٤) [٨ إلي١١].

مناقشة النتائج:

أولاً: دراسة السلوك الاستثماري الإجمالي والزراعي:

من الجدير بالذكر أن الاستثمارات الكلية يمكنها ان تلعب دورا كبيرا في التأثير على بعض المتغيرات الاقتصادية بشكل ايجابي وبالتالي ينعكس ذلك على نمو تلك المتغيرات، فبدراسة السلوك الاستثماري الإجمالي والزراعي تبين ما يلي(**جدول١**):

* بدراسة أثر الاستثمار الاجمالي علي الناتج المحلي الإجمالي(معادلة١)، تبين أن زيادة الاستثمار الإجمالي بنسبة ١% يؤدي إلي زيادة الناتج المحلي الإجمالي بنحو ١,٠٥%، مما يشير إلي قوة العلاقة بين المتغيرين، وبدراسة أثر الاستثمار الزراعي علي الناتج الزراعي(معادلة2)، تبين عدم معنوية المعلمات المقدرة فضلاً عن عدم معنوية الدالة ككل سواء باستخدام قيمة F_{test} ، أو قيمة $\overline{R}^2$.

* تتناقص نسبة الاستثمار الزراعي إلي حجم الاستثمارات الإجمالية بنحو ٠,٨% سنويًا (معادلة3)، الأمر الذي قد يرجع إلي أن معدل نمو الانفاق الاستثماري الإجمالي مقيمًا بالأسعار الجارية ١٢,٣% سنويًا(معادلة4)، في حين أن الاستثمار الزراعي خلال فترة الدراسة يدور حول متوسطة البالغ حوالي ٧,٨ مليار جنية(معادتي ٥، ٦).

* ويلاحظ من تطبيق صيغة المعجل المرن*(معادلة٧)، أن تقديرات معامل الناتج المحلي الإجمالي غير معنوية، مما يفيد في أن تغير الناتج المحلي الإجمالي ليس له تأثير معنوي علي مستوي الاستثمار الكلي في مصر خلال فترة الدراسة- حيث أن المعجل هو عبارة عن رد فعل لمضاعف سابق. أما بالنسبة لمعامل المتغير المتباطئ فقد كان معنويًا عند ١%، لذلك يمكن استنتاج أن صيغة المعجل المرن لم تؤد إلي نتائج تطبيقية مفيدة في الاقتصاد المصري[١٥،١٨].

* تم تعديل صيغة المعجل المرن لتتلائم مع سلوك الاستثمار المصري(معادلة٨)، نظرًا لعدم قدرة التغيرات التي تحدث من سنة لأخري للناتج المحلي الإجمالي علي تفسير مستوي الاستثمار، بتحويلها إلي التغير عن

---

* تم استخدام طريقة Full Information Maximum Likelihood نظرًا لوجود ارتباط بين المتغير العشوائي ومستوي الاستثمار في الفترة السابقة.

المتوسط في المدي الطويل، فضلاً عن إدخال متغير الزمن لتمثيل الاتجاه العام، وادخال مستوي الاستثمارات للسنة السابقة كمتغير متباطئ نتيجة لمعنوية هذا المتغير كما بينته تقديرات المعجل المرن، وقد تبين أن مرونة الاستثمار بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي نحو ٠,٦، ٢,٦ في المديين القصير والطويل علي التوالي.

* تم الاعتماد علي **نموذج كويك للمتباطئات الموزعة في تفسير سلوك دالة الاستثمار**، نظرًا لأهمية عنصر الزمن في تفسير الظواهر الاقتصادية بشكل عام ومن بينها دوال الاستثمار، ويفترض نموذج كويك للمتباطئات الموزعة أن معلمات المتغير المتباطئ تتناقص كمتوالية هندسية، حيث يتم ادخال المتغير التابع بفترة إبطاء كمتغير تفسيري يحل محل متغيرات تفسيرية مبطأة يحتمل وجود ارتباط خطي قوي بينها، مما يقلل عدد المعلمات المراد تقديرها من عدد لا نهائي إلي عدد محدود[١٥،١٨].

جدول(١): نتائج الدوال المقدرة لسلوك الاستثمار الاجمالي والزراعي في مصر

خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤) بالأسعار الجارية بالمليار جنية

N. Eq	MODEL	$\bar{R}^2$	F_{test}	Estimation Method
1	$lnGDP_t = 1.51 + 1.05lnI_t$ $(4.9)^*$ $(16.7)^*$	0.95	278.9	Linear Trend
2	$lnGDP_{at} = 5.01 - 0.168lnI_{at}$ $(2.7)^*$ (-0.185)	0.003	0.034	
3	$I_{at}/I_t = 0.134 - 0.008T$ $(14.1)^*$ $(-7.9)^*$	0.83	62.3	
4	$lnI_t = 3.92 + 0.123T$ $(48.2)^*$ $(13.7)^*$	0.93	189	
5	$I_{at} = 7.723 + 0.01T$ $(9.46)^*$ (0.107)	0.001	0.012	
6	$I_{at} = 7.8$; Constant mean = 7.8 $(20.9)^*$ AIC= 0.671583	–	–	Constant mean
١7	$I_t = 12.7 + 0.155\Delta GDP + 0.90I_{t-1}$ (0.73) (1.52) $(11.99)^*$ Log Likelihood $= -57.5$	0.95	–	Full Information Maximum Likelihood (Marquardt)
8	$lnI_t = 0.94 - 0.001GDP + 0.11T + 0.77lnI_{t-1}$ (1.5) $(-2.8)^*$ $(2.7)^*$ $(4.4)^*$ Log Likelihood $= -50.8$	0.98	–	
٢9	$I_t = -0.97 + 0.953I_t + 0.08I_{t-1}$ (-0.718) $(25.4)^*$ $(2.10)^{**}$	0.98	876.5	Koyck Distribution
10	$I_t = -1.05 + 0.95I_t + 0.07I_{t-1} + 0.006I_{t-2} + 0.001I_{t-3}$	–	–	

*** معنوي بمستوي دلالة١%**معنوي بمستوي٥%، وتمثل الأرقام بين قوسين تحت المعلمات المقدرة إحصائية t-Statistic ، أما معادلتي(٧ ، ٨) فهي تعبر عن z-Statistic .**

(١) تم تقدير تلك الدالة وفقًا لصيغة المعجل المرن $I_t = \gamma + b(1-\lambda)\Delta GDP_t + \lambda I_{t-1}$، وقد اقترح Koyck سلسلة هندسية بترجيحات متناقصة ، حيث($0 < \lambda < 1$) وغالبًا ما تكون λ قريبة من الواحد الصحيح.

حيث أن: I_t (الانفاق الاستثماري)، I_{at} (الاستثمار الزراعي)، GDP_t(الناتج المحلي الإجمالي)، GDP_{at}(الناتج الزراعي)، T(الزمن) ← للدوال(١: ٦).

(٢) تم تقدير دالتي ٩، ١٠ وفقًا للصيغ التالية:

$$I_t = \alpha + b_0 I_t + b_1 I_{t-1} + b_2 I_{t-2} + b_3 I_{t-3} + U_t \rightarrow (1)$$

$$I_t = \alpha_0(1-\lambda) + b_0 I_t + \lambda I_{t-1} + V_t \; : 0 < \lambda < 1 \rightarrow (2)$$

حيث أن: I_t (الانفاق الاستثماري)، I_t (التكوين الرأسمالي الإجمالي)، λ (معدل التناقص للمتباطئات الموزعة)، b_0 (مضاعف التأثير للمدي القصير)، $\sum_{i=0}^{k} b_i$ (مضاعف المتباطئات الموزعة بالمدي الطويل).

المصدر: جمعت وحسبت من جدول(١) بالملحق.

* لقد تبين من أوزان المتغيرات بفترة تأخير لدالة التكوين الرأسمالي الإجمالي(معادلتي٩،١٠)، أن الاستثمارات لا تتحول كليًا إلي استثمارات فعلية في سنة إنفاقها، كما أن حجمها ينخفض من سنة لأخري وفق متوالية هندسية، حيث أن نسبة الاستثمارات التي تتحول إلي استثمارات فعلية خلال السنة الأولي تبلغ نحو ٩٥%، أما النسبة الباقية فتمثل أهلاك رأس المال. وبدراسة أثر المدي القريب، تبين أن زيادة الانفاق

الاستثماري بمقدار مليار جنية يؤدي إلي زيادة التكوين الرأسمالي الثابت في نفس السنة بحوالي ٩٥٣ مليون جنية، في حين أن مجموع التاثيرات الناجمة عن زيادة الانفاق الاستثماري بمقدار مليار جنية ستبلغ ١,٠٣٦ مليار جنية علي المدي البعيد.

ثانيًا: مدي كفاءة الاستثمار الإجمالي والزراعي:

للتعرف علي مدي كفاءة الاستثمار الإجمالي والزراعي، تم تقدير معدل نمو بعض المعايير والمؤشرات الاقتصادية (جدول٢)، وكانت النتائج علي النحو التالي:

بالرغم من ارتفاع قيمة الاستثمارات الإجمالية بالأسعار الجارية من حوالى ٦٤,٤ مليار جنيه عام ٢٠٠٠/٩٩ إلى حوالى ٢٦٥,١ مليار جنية عام ٢٠١٤/٢٠١٣، بمعدل نمو سنوي بلغ ١٢,٣% ، إلا أن الاستثمارات الزراعية لم تمثل سوى ٤,٣٩% من جملة الاستثمارات الإجمالية عام ٢٠١٤/٢٠١٣ ، وهذا يعنى ضآلة قيمة الاستثمارات الموجهة لقطاع الزراعة بشكل ملحوظ فى السنوات الأخيرة (تدور حول متوسط معنوي احصائيًا بلغ ٧,٨ مليار جنية) خلال فترة الدراسة.

كما تبين أن كلاً من معدلي الاستثمار الإجمالي والزراعي أقل من الواحد الصحيح مما يدل علي كفاءة الإستثمار بصفة عامة والزراعي بصفة خاصة، نظرًا لإنخفاض قيمة الاستثمار الزراعي اللازم لإنتاج وحدة واحدة من الناتج الزراعي، كما أن معدل تناقص نسبة الاستثمار الزراعي إلي الناتج الزراعي بلغ ١٣,٨%، في حين أن نسبة الناتج الزراعي للاستثمار الزراعي أخذت معدل نمو ١٣,٢%، ولقد ثبتت المعنوية الاحصائية لتلك المعدلات.

جدول (٢): معدل نمو بعض المعايير الاقتصادية المستخدمة في قياس كفاءة الاستثمار الزراعي بالاسعار الجارية في مصر خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)

السنة	نسبة الاستثمارات الزراعية للناتج الزراعي (%)	نسبة الاستثمارات الزراعية للاستثمارات الكلية (%)	معدل الاستثمار (1)	معدل الاستثمار الزراعي	العائد علي الاستثمار (2)	العائد علي الاستثمار الزراعي	***IIB*** (3)
2000/1999	17.475	12.620	0.198	0.175	5.062	5.723	0.885
2001/2000	15.498	12.893	0.177	0.155	5.642	6.453	0.874
2002/2001	16.436	14.210	0.178	0.164	5.612	6.084	0.922
2003/2002	9.828	9.403	0.163	0.098	6.130	10.175	0.603
2004/2003	10.915	9.501	0.164	0.109	6.100	9.162	0.666
2005/2004	9.855	7.693	0.179	0.099	5.583	10.147	0.550
2006/2005	9.838	6.950	0.187	0.098	5.337	10.165	0.525
2007/2006	7.795	5.016	0.209	0.078	4.795	12.829	0.374
2008/2007	7.137	4.046	0.223	0.071	4.488	14.011	0.320
2009/2008	5.066	3.481	0.189	0.051	5.287	19.740	0.268
2010/2009	4.189	2.909	0.192	0.042	5.205	23.872	0.218
2011/2010	3.594	2.983	0.167	0.036	5.986	27.827	0.215
2012/2011	2.461	2.183	0.156	0.025	6.403	40.631	0.158
2013/2012	3.445	3.470	0.138	0.034	7.257	29.025	0.250
2014/2013	4.299	4.386	0.145	0.043	6.900	23.261	0.297
الوسط الهندسي	7.194	5.712	0.176	0.072	5.673	13.900	0.408
***معدل النمو**	(-0.132)	(-0.125)	-0.013	(-0.138)	0.012	(0.132)	(-0.118)

*** القيم الموجبة تعبر عن معدل النمو ، بينما القيم السالبة تعبر عن معدل التناقص والقيم بين قوسين تعبر عن معنوية المعدل بمستوي دلالة ١%.**

$(1) Investment\ Rate = I_t / GDP_t$

$(2) Return\ on\ Investment = GDP_t / I_t$

$(3) the\ Index\ of\ Investment\ Bias\ (IIB) = \frac{I_{at}/I_t}{GDP_{at}/GDP_t}$

حيث أن: I_t **(الاستثمار الإجمالي)،** I_{at} **(الاستثمار الزراعي)،** GDP_t**(الناتج المحلي الإجمالي)،** GDP_{at}**(الناتج الزراعي).**

المصدر: جمعت وحسبت من جدول(١) بالملحق.

لدراسة مدي كفاية نسبة الاستثمار إلي الناتج المحلي علي المستوي الزراعي، تم تقدير الرقم القياسي لتحيز الاستثمار الإجمالي (The Index of Investment Bias IIB)، لمقارنة نصيب الزراعة في الاستثمار الإجمالي بنصيبها في الناتج المحلي الإجمالي، وعندما IIB = 1 يشير ذلك إلي أن سياسة الاستثمار العام سياسة محايدة بالنسبة للقطاعات الاقتصادية. ولقد تبين خلال الفترة (٩٩/٢٠٠٠ – ٢٠١٣/٢٠١٤) أن هذا الرقم كان أقل من الواحد الصحيح ، ممايشير إلي التحيز الواضح ضد قطاع الزراعة، حيث أن قيمته بالأسعار الجارية بلغت حوالي ٠,٨٩ عام ٩٩/٢٠٠٠، ثم أخذت في التناقص بشكل ملحوظ، مما يشير إلي التحيز الواضح في السياسة الاستثمارية ضد قطاع الزراعة خلال فترة الدراسة.

ثالثًا: تحليل متغيري الناتج المحلي الإجمالي، والاستثمار الإجمالي وفقًا لنموذج متجه الانحدار الذاتي[١، ٢، ٣، ٥، ٧، ١٢، ١٣، ١٤، ١٦، ١٧، ١٩]:

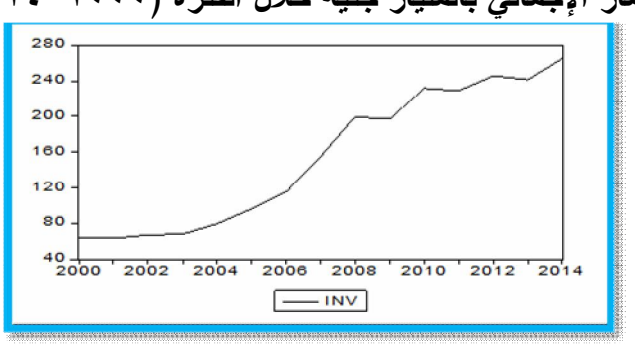
يتحدد مستوى الاستثمار لفترة زمنية معينة اعتمادًا على مستوى الناتج الحالي والناتج في السنوات السابقة، لذلك **تمتاز دالة الاستثمار بأنها دالة حركية أو ديناميكية**، حيث درجت أكثر الدراسات التطبيقية على إدخال فترة إبطاء بين المتغير التابع (مستوى الاستثمار) في دالة الاستثمار، والمتغير المستقل(مستوى الدخل أو الناتج)، فمستوى الاستثمار لا يرتبط غالبًا بمستوى الناتج لذات الفترة الزمنية وإنما لفترة سابقة.

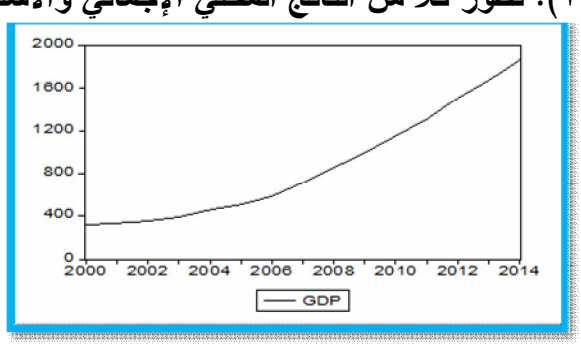
لقد اقترح Sims نموذج Vectorial AutoRegressive عام١٩٨١، حيث يري أن الطريقة التقليدية في بناء نموذج قياسي آني تتضمن العديد من الفرضيات غير المختبرة مثل استبعاد بعض المتغيرات من بعض المعادلات للوصول إلي نتائج منطقية فضلا عن اختيار شكل توزيع فترات الإبطاء وفقًا لوجهة النظر التفسيرية، لذلك اقترح Sims في نموذجة معاملة كل المتغيرات بنفس الإسلوب الإحصائي دون أي شروط مسبقة، وادخالها بعدد فترات إبطاء وفقًا للمعايير المختبرة.

ومن الجدير بالذكر أن VAR Model هو نموذج من المعادلات الهيكلية بحيث يكون المتغير التابع دالة في القيم السابقة للمتغير التابع والقيم السابقة للمتغير المستقل، مع الأخذ في الاعتبار بأنه إذا كانت المتغيرات الداخلة في المعادلة غير مستقرة و Cointegrated عندئذ يجب استخدام VEC Model، أما إذا كانت المتغيرات غير مستقرة وغيرCointegrated فيجب استخدام VAR Model وذلك وفقًا لمنهج التكامل المشترك. ولتحليل متغيري(الناتج المحلي الإجمالي، والاستثمار الإجمالي) ، وفقًا لنموذج متجه الانحدار الذاتي غير المقيد VAR فلابد أن تكون السلاسل الزمنية المستخدمة مستقرة، وتحديد عدد فترات الإبطاء الزمني، وكذلك دراسة العلاقة السببية بين المتغيرات. ويمكن التطرق لتلك الخطوات علي النحو التالي:

١-عرض السلاسل الزمنية: نبدأ بالتعرف علي الشكل البياني (شكل١)، لكل من السلسلتين الناتج المحلي الإجمالي المصري GDP، والاستثمار الإجماليINV ، إذ يتضح عدم استقرار السلسلتين، ولكنها لا تبين هل يعود عدم الاستقرار لوجود جذر الوحدة أم لا.

شكل(١): تطور كلاً من الناتج المحلي الإجمالي والاستثمار الإجمالي بالمليار جنية خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)





المصدر: نتائج التحليل بواسطة الباحث.

٢- اختبار الاستقرار: بتطبيق أختبار جذر الوحدة أو ما يعرف باختبار ديكي- فيللر الموسع Augmented Dickey-Fuller Test علي كلاً من GDP, INV (جدول٣)، تبين أنه يتم قبول فرض العدم القائل(وجود جذر الوحدة) حيث أن الفرق بين القيم المحسوبة لـ λ أقل من القيم الجدولية المطلقة عند مستويات المعنوية المختلفة ، أي أن λ لا تختلف معنوياً عن الواحد سواء بتقدير انحدار ديكي وفولر الذي يحتوي علي الحد الثابت والاتجاه الزمني Time Trend وهذا هو النموذج الأشمل، أو بإجراء الانحدار بوجود الحد الثابت فقط ، والسبب في ذلك أن توزيع اختبار ديكي وفولر يتأثر بمدي وجود الحد الثابت و/أو الاتجاه العام بالانحدار من عدمه، مما يعني أن السلاسل التي تم اختبارها غير مستقرة.

جدول(٣): نتيجة اختبار Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test
لكلاً من الناتج المحلي الإجمالي، والاستثمار الإجمالي خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)

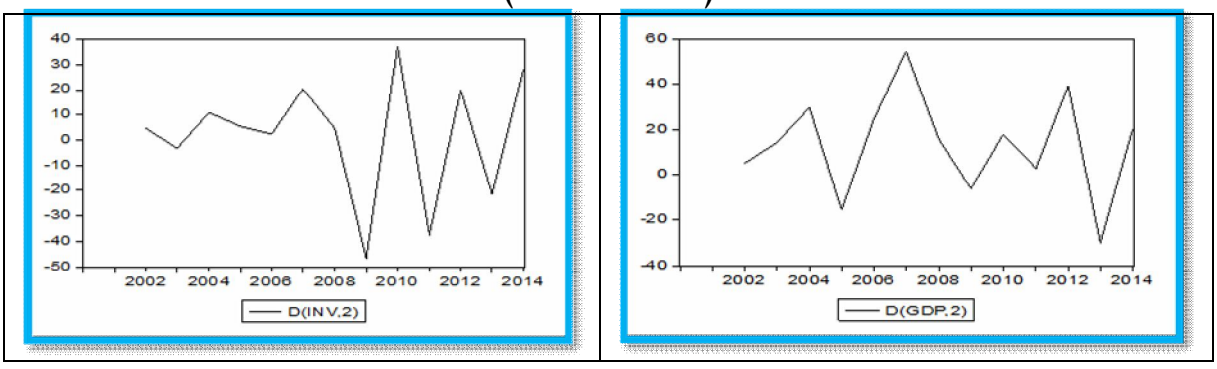
Model	ADF Test Statistic (λ)		Critical Value*	
	GDP	INV		
Trend & intercept	-1.940127	-1.873870	1%	-4.8870
			5%	-3.8288
			10%	-3.3588
Intercept	0.678485	-0.169566	1%	-4.0681
			5%	-3.1222
			10%	-2.7042
None	1.181089	1.917459	1%	-2.7760
			5%	-1.9699
			10%	-1.6295

***MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.**

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

٣- التخلص من جذر الوحدة: تم الحصول علي الجدول التالي بعد أخذ الفرق الثاني لكلاً من GDP, INV (شكل٢)، وهو ما يوضح عدم وجود جذر الوحدة ، ومن الواضح أن النموذج بذلك قد تخلص من مشكلة الارتباط الذاتي باخذ الفرق الثاني وهنا يتم المقارنة بين القيمة المحسوبة لأختبار ديكي الموسع بالقيم الجدولية عند مستويات المعنوية المختلفة أي مقارنة قيمة λ بقيم ADF الجدولية ونجد هنا أن قيمة λ موجبة وفي هذه الحالة يتم اختبار مدي معنوية زيادة λ عن الواحد ، وبما أن قيمة λ المحسوبة أكبر من القيم الحرجة المطلقة ADF عند مستوي معنويه ٥% ، ١٠% ، فإن هذا يعني أننا لا نقبل فرض العدم القائل (وجود جذر الوحدة) ، وأن السلاسل الزمنية موضع الدراسة مستقرة ، ومن هذا المنطلق فإنه يفضل عند التنبؤ بالناتج المحلي الإجمالي، الإستثمار الإجمالي أن يتم أخذ الفروق من الدرجة الثانية حتي يتم تسكين السلسلة الزمنية(جدول٤).

شكل (٢) سلسلة الفروق الثانية لكلاً من الناتج المحلي الاجمالي والاستثمار الإجمالي خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)



المصدر: نتائج التحليل بواسطة الباحث.

جدول(٤): نتيجة اختبار Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

بعد اخذ الفرق الثاني لكلاً من الناتج المحلي الإجمالي، والاستثمار الإجمالي خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)

Model	ADF Test Statistic (t)		Critical Value*	
Intercept	D(GDP,2)	-3.218727	1%	**-4.2207**
			5%	**-3.1801**
			10%	**-2.7349**
None	D(INV,2)	-2.852307	1%	**-2.8270**
			5%	**-1.9755**
			10%	**-1.6321**

***MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.**

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

٤- تحديد عدد فترات الإبطاء الزمني: تم تقدير VAR Lag Order Selection Criteria لتحديد عدد فترات الإبطاء الزمني المناسبة من خلال عدد من المعايير المعلوماتية مثل معيار المعلومات لـــ Akaike، ومعيار LR، ومعيار FPE، ومعيار SC، ومعيار HQ، ومن نتائج الجدول(٥) تبين أن معياري SC، HQ يشيران إلي ضرورة أخذ ثلاث فترات إبطاء، بينما معياري AIC، FPE يشيران إلي ضرورة أخذ فترتي إبطاء، وهو ما تم الاعتماد علي نتائجهما في تحليل بقية البحث بفتري إبطاء لمراعاة درجات الحرية عند تقدير النموذج.

جدول(٥) معايير تحديد عدد فترات الأبطاء الزمني لمتغيرات الدراسة

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-90.68426	NA*	385554.7	18.53685	18.59737	18.47046
1	-86.70554	5.570208	401688.2	18.54111	18.72266	18.34195
2	-79.56299	7.142549	251215.8*	17.91260*	18.21518	17.58066
3	-74.91038	2.791566	353459.2	17.78208	18.20569*	17.31737*
VAR Lag Order Selection Criteria, Endogenous variables: D(GDP,2) D(INV,2)						
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

٥- تقدير نموذج VAR: تم الاعتماد في تحديد هذا النموذج علي نتائج معايير تحديد عدد فترات الابطاء الزمني، واستقرار متغيرات الدراسة، وقد تم الاعتماد علي فترتي إبطاء بناءًا علي نتائج معياري AIC،FPE، ويمكن صياغة النموذج علي النحو التالي:

$$D(GDP_{1t},2) = \pi_{11}^{1} D(GDP_{t-1},2) + \pi_{12}^{1} D(GDP_{t-2},2) + \pi_{11}^{2} D(INV_{t-1},2) + \pi_{12}^{2} D(INV_{t-2},2) + c_1 + \varepsilon_{1t}$$

$$D(INV_{2t},2) = \pi_{21}^{1} D(GDP_{t-1},2) + \pi_{22}^{1} D(GDP_{t-2},2) + \pi_{21}^{2} D(INV_{t-1},2) + \pi_{22}^{2} D(INV_{t-2},2) + c_2 + \varepsilon_{2t}$$

حيث أن :

GDP_{1t} : الناتج المحلي الاجمالي بالمليار جنية في السنة t.

GDP_{t-1} : الناتج المحلي الاجمالي لسنة ماضية بالمليار جنية في السنة $(t-1)$.

INV_{2t} : الاستثمار الإجمالي في السنة الحالية بالمليار جنيه في السنة t.

INV_{t-1} : الاستثمار الإجمالي لسنة ماضية بالمليار جنيه في السنة $(t-1)$.

π_{11}^{1} : يتم التعبير عن كل معلمة مقدرة بمدلول المعادلة ومدلول المتغير المدروس.

وبتقدير هذا النموذج امكن التوصل إلي نتائج الجدول(٦). والتي قد تعطي مدلول للعلاقة السببية بين المتغيرات وبعضها البعض في هذا النموذج والذي عادة ما تتصف معادلاته بأنها غير مرتبطة ظاهرياً(SUR)، لذا عادة ما نختبر مشاكل القياس المتعلقة بالحد العشوائي من التوزيع الطبيعي والارتباط المتسلسل، وكذلك عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي.

جدول (٦) نتائج تقدير نموذج VAR (Vector Autoregression)

Vector Auto regression Estimates	D(GDP,2)				D(INV,2)			
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1),2)	-0.391	0.247	-1.581	0.138	-0.328	0.309	-1.061	**0.308**
D(GDP(-2),2)	-1.105	0.296	-3.739	0.003	-0.868	0.406	-2.138	**0.052**
D(INV(-1),2)	0.364	0.306	1.189	0.256	-	-	-	-
D(INV(-2),2)	1.169	0.320	3.655	0.003	0.798	0.350	2.276	**0.040**
C	35.738	7.862	4.546	0.001	19.505	10.441	1.868	**0.085**
R-squared	0.797119				**0.561957**			
Adj. R-squared	0.661865				**0.374224**			
S.E. equation	14.26696				**21.11401**			
Durbin-Watson stat	1.851841				**3.116746**			
Mean dependent var	13.87578				**2.081818**			
S.D. dependent var	24.53501				**26.69078**			
Sum squared resid	1221.277				**3120.609**			
F-statistic	5.893490				**3.073743**			
Log likelihood	-41.51199				**-45.07985**			
Akaike AIC	8.456725				**9.105427**			
Schwarz SC	8.637587				**9.286289**			
Determinant Residual Covariance	**31021.23**							
Log Likelihood (d.f. adjusted)	**-93.14725**							
Akaike Information Criteria	**18.75404**							
Schwarz Criteria	**19.11577**							

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

-ويمكن توضيح النموذج المقدر على النحو التالي:

$$\begin{bmatrix} GDP_t \\ INV_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.391 & 0.364 \\ -0.328 & 0.000 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} GDP_{t-1} \\ INV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -1.105 & 1.169 \\ -0.868 & 0.798 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} GDP_{t-2} \\ INV_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 35.738 \\ 19.505 \end{bmatrix}$$

ويمكن الاستعانة بنتائج الجدول(٦) في التعرف علي معنوية المعلمات المقدرة في تفسير المتغير التابع من خلال قيم P Value، حيث تبين معنوية المعلمات $\pi_{12}^1, \pi_{12}^2, c_1$ ، π_{22}^1, π_{22}^1 ، c_2, π_{22}^2 ، فضلا عن معنوية النموذج ككل وذلك لكل معادلة علي حدة، في حين أن معنوية النموذج المستخدم في القياس يوضحها معيار الاعلام الذاتي AIC، وكذلك معيار SC حيث أن هذا الجزء الأخير من جدول(٦) يوضح احصائيات الانحدار لنظام VAR.

٦- اختبار البواقي: من أجل التحقق من صحة النموذج المقدر إحصائياً يجب أن نتأكد من خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي وأنها غير مرتبطة ذاتياً، من خلال عدة اختبارات إحصائية تتمثل في:

(أ) التوزيع الاحتمالي للبواقي(Normality –Test): نستخدم اختبار Jarque-Bera(والذي يجمع بين اختباري Skewness، Kurtosi) من خلال المقارنة بين القيمة المحسوبة والقيمة الجدولية المناظرة لها $X^2_{(1-\alpha)(df)}$ حيث تشير α إلي مجال الثقة والذي يعادل ٥%، وتشير **df** إلي درجات الحرية، فإذا كانت القيمة الجدولية أكبر من القيمة المحسوبة فنقبل فرضيتا التناظر والتسطح الطبيعي علما بأن $X^2_{(1-0.05)(1)} = 3.84$، $X^2_{(1-0.05)(2)} = 5.99$ ، ووفقاً لاختبار Jarque-Bera فإن قيمة الاحتمال لهذا الاختبار غير معنوية أي أننا لا نستطيع رفض الفرض الصفري للمعادلة الأولي والثانية، أي أن بواقي النموذج تتوزع توزيع طبيعي عند مستويات المعنوية المألوفة(جدول٧).

جدول (٧) اختبارات التوزيع الطبيعي الاحتمالي للبواقي VAR Residual Normality Tests

H0: residuals are multivariate normal								
Component	**Skewness**	**Chi-sq**	**df**	**Prob.**	**Kurtosis**	**Chi-sq**	**Df**	**Prob.**
1	-0.263291	0.127090	**1**	0.7215	1.056108	1.731911	**1**	0.1882
2	-0.120488	0.026615	**1**	0.8704	0.633628	2.566537	**1**	0.1091
Joint		0.153706	**2**	0.9260		4.298448	**2**	0.1166
Component	**Jarque-Bera**		**df**	**Prob.**				
1	1.859002		2	0.3948				
2	2.593152		2	0.2735				
Joint	4.452154		4	.3483				

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

(ب)اختبار الارتباط المتسلسل للبواقي Serial Correlation: يستخدم اختبار الارتباط المتسلسل لتحديد العلاقة بين الفترة الحالية وقيمتها في الفترة السابقة. ويهدف الاختبار إلى تحديد مدى استقلالية المتغيرات المدروسة عن بعضها البعض من خلال اختبار مدى اختلاف معامل الارتباط المتسلسل إحصائيا عن الصفر، وإذا كانت البيانات تتصف بعدم الكفاءة يتم اختبارها عند فترة إبطاء واحدة فقط بدلا من فترتي إبطاء، وتبين من نتائج جدول(٨) أنه يتم قبول الفرض الصفري القائل بعدم وجود ارتباط متسلسل حالة وجود إبطاء(H0: no serial correlation at lag order h)، أي خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

جدول(٨): نتائج اختبار الارتباط الذاتي VAR Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h, Sample: 2000 2014, Included observations: 11					
Lags	**LM-Stat**	**Prob**	**Lags**	**LM-Stat**	**Prob**
1	3.259324	0.5154	4	2.190488	0.7008
2	0.750285	0.9450	5	2.138937	0.7102
3	7.540863	0.1099			
Probs from chi-square with 4 df.					

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

(ج)اختبار الارتباط الذاتي للبواقي: باجراء اختبار الارتباط الذاتي Portmanteau Tests for Autocorrelations (جدول٩) تبين عدم رفض الفرض الصفري ، أي أنه لا يوجد ارتباط ذاتي للبواقي عند فترتي الابطاء الأولي والثانية.

جدول (٩) اختبار الارتباط الذاتي للبواقي VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

H0: no residual autocorrelations up to lag h, Sample: 2000 2014, Included observations: 11					
Lags	**Q-Stat**	**Prob.**	**Adj Q-Stat**	**Prob.**	**df**
1	4.473596	NA*	4.920956	NA*	NA*
2	5.163038	NA*	5.763607	NA*	NA*
3	8.536279	0.0738	10.40181	0.0342	4
4	10.45926	0.2343	13.42364	0.0981	8
5	12.48953	0.4072	17.14581	0.1442	12
*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.					
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution					

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

(د)اختبار عدم ثبات تباين للبواقيWhite: وهذا يعني أن هناك ارتباط بين الحد العشوائي والمتغيرات المستقلة مما يؤدي لعدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي، وبالتالي سقوط أحد فروض طريقة المربعات الصغري العادية OLS وهو ثبات تباين حد الخطأ العشوائي (Homoscedastisity) ، وباخلال هذا الفرض تظهر مشكلة تغير تباين الحد العشوائي(Heteroscedasticity)، ولكن تبين عدم رفض الفرض الصفري، أي أن تباين حد الخطأ العشوائي ثابت ولا يوجد ارتباط بين البواقي والمتغيرات المستقلة الداخلة بالنموذج موضع الاعتبار(جدول١٠).

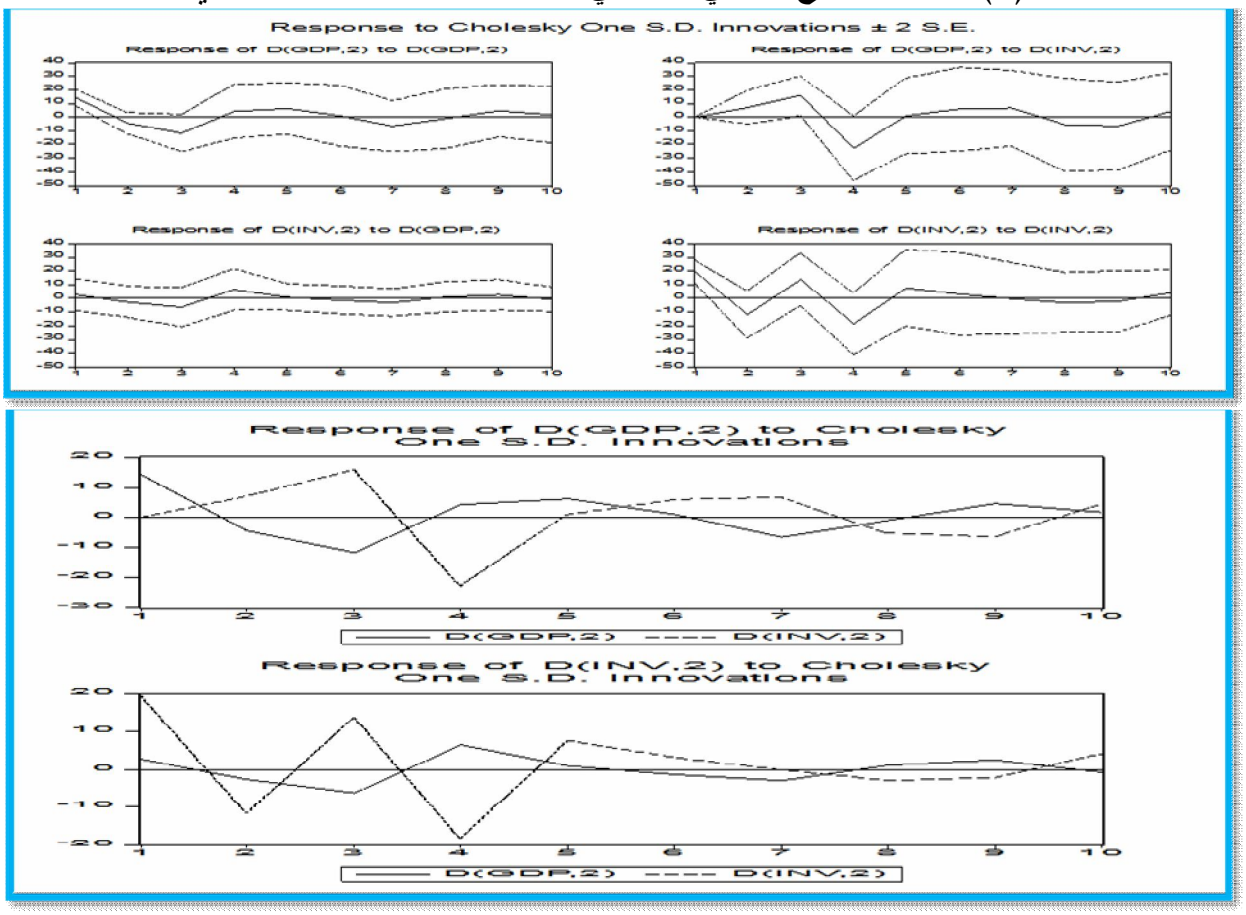
جدول (١٠) اختبار عدم ثبات تباين البواقي VAR Residual Heteroskedasticity Tests

No Cross Terms (only levels and squares), Sample: 2000 2014, Included observations: 11					
Joint test:					
Chi-sq	**df**	**Prob.**			
24.61340	24	0.4270			
Individual components:					
Dependent	**R-squared**	**F(8,2)**	**Prob.**	**Chi-sq(8)**	**Prob.**
res1*res1	0.590015	0.359778	0.8788	6.490160	0.5925
res2*res2	0.965354	6.965757	0.1315	10.61889	0.2242
res2*res1	0.646784	0.457783	0.8250	7.114629	0.5243

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

٧- استجابة الناتج المحلي الاجمالي: يقوم هذا الاختبار بتتبع المسار الزمني للتغيرات المفاجئة، التي يمكن أن تتعرض لها مختلف متغيرات النموذج، حيث يمكن التعرف علي مدي استجابة متغير الاستثمار الإجمالي خلال فترات أبطاءه علي القيم الحالية لمتغير الناتج المحلي الاجمالي من خلال تأثير الانحراف المعياري علي القيم الحالية والمستقبلية للمتغيرات الداخلية ، ويكون هذا التأثير مباشر للمتغير علي نفسه ثم ينتقل التأثير إلي كل المتغيرات الداخلية وبالتالي يصبح تأثير ديناميكي للمتغيرات الداخلية في نموذج VAR ، وأن أي تغير في المتغير العشوائي(حد الخطأ) يؤدي إلي حدوث تغير فوري في القيمة الحالية لـ GDP، وكذلك يغير كل القيم السابقة للـ INV, GDP طالما أن متغير الـ GDP ذو فترات إبطاء بكلا الدالتين بالنموذج. وهنا يراعي أن المتغير الذي يأتي أولاً في نظام VAR يؤثر علي أي عنصر مشترك والحد العشوائي للدالة الأولي هو المسئول عن إزالة أثر العنصر المشترك ، لذلك نلجأ إلي مصفوفة التغاير من خلال تحليل Cholessky كما بالشكل(٣).

شكل (٣) استجابة الناتج المحلي الاجمالي لصدمات بمقدار انحراف معياري واحد



المصدر: نتائج التحليل بواسطة الباحث.

لذا سنركز في هذا الاختبار على مدى استجابة الناتج المحلي الإجمالي لأي صدمات مفاجئة في الاستثمار الإجمالي، حيث يظهر جدول(١١) تأثير الاستثمار بصورة واضحة بدءًا من السنة الثانية، ويلاحظ أن التغير في إجمالي الاستثمار بـ ٧,١ يكون له أثر معنوي سلبي في الناتج المحلي الإجمالي في حدود (٤,٥٥- وحدة)، ثم يتزايد هذا الأثر عند حدوث صدمة هيكلية إيجابية في إجمالي الاستثمار في العام الثالث بـ ١٥,٨ يكون له أثر معنوي سلبي في الناتج المحلي الإجمالي في حدود(١١,٧- وحدة) . في حين عند حدوث صدمة سلبية في إجمالي الاستثمار في العام الرابع بـ ٢٢,٧- يكون له أثر معنوي إيجابي في الناتج المحلي الإجمالي بحوالي (٤,١٨ وحدة) ، ويبقي هذا الأثر متبادل مما يعكس ضآلة استجابة الناتج المحلي الإجمالي لأي صدمات مفاجئة في إجمالي الاستثمار.الأمر الذي قد يرجع إلي تذبذب نسبة الإستثمار الإجمالي إلي الناتج المحلي الإجمالي خلال فترة الدراسة(٢٠٠٠-٢٠١٤).

جدول(١١) دوال الاستجابة الدفعية لكلاً من الناتج المحلي الإجمالي والاستثمار الإجمالي خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)

Response of D(GDP,2)						Response of D(INV,2)					
*	D(GDP,2)	D(INV,2)	*	D(GDP,2)	D(INV,2)	*	D(GDP,2)	D(INV,2)	*	D(GDP,2)	D(INV,2)
1	14.27	0.00	**6**	0.97	5.89	**1**	2.80	19.53	**6**	-1.29	3.22
2	-4.55	7.11	**7**	-6.62	6.72	**2**	-2.67	-11.73	**7**	-3.01	-0.10
3	-11.68	15.80	**8**	-1.09	-5.40	**3**	-6.32	13.89	**8**	1.15	-3.03
4	4.18	-22.70	**9**	4.65	-6.54	**4**	6.57	-18.47	**9**	2.57	-2.22
5	6.28	0.93	**10**	1.67	4.17	**5**	1.00	7.59	**10**	-0.72	4.17

*** Period, Cholesky Ordering: D(GDP,2) D(INV,2)**

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

٨- اختبار تحليل التباين: يستخدم هذا الاختبار من أجل معرفة مقدار التنبؤ لكل متغير العائد إلى خطأ التنبؤ في المتغير نفسه، والمقدار العائد إلى خطأ التنبؤ في المتغيرات الأخرى، حيث أن الجدول(١٢) يوضح الخطأ المتوقع ومصدر هذا الخطأ المتوقع هو التباين في القيم الحالية والمستقبلية لكل متغير داخلي في نموذج VAR ، وباقي الأعمدة توضح نسبة التباين. ومن خلال نتائج تحليل التباين بالنسبة للناتج المحلي الاجمالي يتضح انه علي المدي القصير ٨١,٦% من تباين خطأ التنبؤ بالنسبة للناتج المحلي الاجمالي مفسرة بصدمات في المتغير نفسه وهذا خلال الفترة الثانية وتنخفض هذه النسبة بشكل تدريجي ليصل إلي ٥٤% خلال الفترة الثالثة ، أما متغير الاستثمار الكلي باعتباره متغير خارجي في تفسير تباين الناتج المحلي الاجمالي فقد بلغت نسبتة نحو ٤٥% خلال الفترة الثالثة ثم أخذ في الارتفاع التدريجي في تفسير تباين الناتج المحلي الاجمالي.

جدول(١٢) نتائج توزيع التباين للناتج المحلي الاجمالي والاستثمار الإجمالي خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)

Period	Variance Decomposition of D(GDP,2)			Variance Decomposition of D(INV,2)		
	S.E.	D(GDP,2)	D(INV,2)	S.E.	D(GDP,2)	D(INV,2)
1	14.26696	100.0000	0.000000	19.73310	2.017297	97.98270
2	16.57683	81.61865	18.38135	23.11280	2.804083	97.19592
3	25.70764	54.59639	45.40361	27.69539	7.159118	92.84088
4	34.54603	31.69592	68.30408	33.92832	8.515838	91.48416
5	35.12504	33.85947	66.14053	34.78085	8.186682	91.81332
6	35.62882	32.98313	67.01687	34.95389	8.242467	91.75753
7	36.85671	34.05001	65.94999	35.08300	8.915777	91.08422
8	37.26647	33.39120	66.60880	35.23214	8.946083	91.05392
9	38.11990	33.39962	66.60038	35.39552	9.391312	90.60869
10	38.38398	33.13001	66.86999	35.64715	9.300530	90.69947

Cholesky Ordering: D(GDP,2) D(INV,2)

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

٩-اختبار العلاقة السببية: يركز هذا الاختبار على العلاقة المباشرة بين المتغيرات ، حيث نجد أن نموذج جرانجر يقوم على دراسة وجود علاقة بين متغيرين كلاً على حدى، ويتم تحديد السببية من عدمها بناء

على معنوية النموذج(الاحتمالية)، ويمكن توضيح فروض اختبار Granger-causality علي النحو التالي:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_p = 0$ (Y_t does not Granger - cause X_t)

$H_1 :$ any $\beta_i \neq 0$

وقد تم إجراء اختبار جرانجر للسببية باستخدام إحصائية F-Statistic ، إحصائية Chi-sq، ومن الجهه الأخري تم التأكد من معنوية أختبار VAR Pairwise Granger Causality بإجراء اختبار wald walf (جدول١٣)، ومنها يتضح أن:

١) في الحالة الأولى نرفض فرضية العدم لأن قيمة P لإحصائية F أقل من ٠,٠٥ (٠,٠١٩٤٨ >٠,٠٥) وبالتالي فإن الاستثمار يؤثر في الناتج المحلي الاجمالي. وجاءت نتائج اختبار wald walf تؤكد ذلك بأن قيم الابطاء للاستثمار الاجمالي في السنة الماضية والتي قبلها تتسبب في تغير حجم الناتج المحلي الاجمالي الحالي.

٢) في الحالة الثانية نقبل فرضية العدم بأن الناتج المحلي الإجمالي لا يؤثر في الاستثمار.

٣) أن قيمة الابطاء للناتج المحلي الاجمالي في السنة الماضية لا تتسبب في تغير حجم الناتج المحلي الاجمالي الحالي.

٤) أن قيمة الابطاء للاستثمار الاجمالي في السنة قبل الماضية تتسبب في تغير حجم الاستثمار الاجمالي الحالي.

٥) لذا يراعي عند التنبؤ بمتغيرات الدراسة (الناتج المحلي الإجمالي، الاستثمار الإجمالي)، اعتبار متغير الاستثمار الإجمالي ذو فترات إبطاء متغير خارجي بالنموذج ، بينما متغير الناتج المحلي الإجمالي ذو فترات إبطاء متغير داخلي بالنموذج.

جدول (١٣) نتائج اختبار Granger Causality للسببية

Dependent variable: D(GDP,2)				Dependent variable: D(INV,2)			
Exclude	**Chi-sq**	**df**	**Prob.**	**Exclude**	**Chi-sq**	**Df**	**Prob.**
D(INV,2)	16.29980	2	0.0003	D(GDP,2)	2.638888	2	0.2673
All	16.29980	2	0.0003	All	2.638888	2	0.2673
Null Hypothesis					Obs	F-Statistic	Prob.
D(INV,2) does not Granger Cause D(GDP,2)					11	8.14990	0.01948
D(GDP,2) does not Granger Cause D(INV,2)						1.31944	0.33503
VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests							

نتائج اختبارWald Test للتأكد من معنوية أختبار السببية

Null Hypothesis	**F-statistic**	**Probability**	**Chi-square**	**Probability**
C(3) =0, C(4)=0	8.149900	0.019478	16.29980	0.000289
C(1)=0	2.501043	0.164856	2.501043	0.113771
C(8)=0	2.013987	0.205655	2.013987	0.155855
C(9)=0	5.180227	0.056970	5.180227	0.022845

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

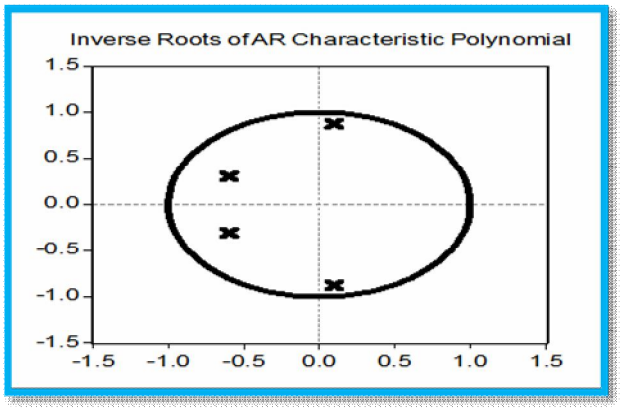
١٠- دراسة استقرارية النموذج: حتى يكون النموذج مستقرا عموما فلابد أن تكون متغيراته تشكل نظاما ديناميكيا مستقرا، ولهذا يجب أن تكون جذور كثير الحدود المميزة لهذا النموذج تقع داخل دائرة الوحدة ، فيما معناه أن جميع المعاملات أصغر من الواحد، مما يعني أن النموذج لا يعاني من مشكلة ارتباط الأخطاء أو عدم ثبات التباين، حيث أن نتائج هذا الاختبار موضحة في شكل (٤).

١١- التنبؤ بالناتج المحلي الاجمالي والاستثمار الاجمالي: تم التأكد من مقدرة النموذج المقدر علي التنبؤ من خلال اختبار Theil Test[1] ، حيث تتروح قيمة معلمة معامل عدم التساوي لثايل بين الصفر والواحد الصحيح ، فكلما اقتربت من الصفر زادت قدرة النموذج على التنبؤ والعكس صحيح، واذا كانت قيمة الاختبار

[1] Theil Inequality Coefficient = $\frac{\sqrt{\sum_{t=1}^{h}(y_t - y_t)^2/(h+1)}}{\sqrt{\sum_{t=1}^{h} y_t^2/(h+1)} + \sqrt{\sum_{t=1}^{h} y_t^2/(h+1)}}$

تساوى واحد صحيح فإن ذلك يعنى ثبات المتغير عبر الفترة المنوط بها فى التنبؤ، وبالتالي فإنه من خلال الأشكال (٥،٦) يتبين جودة النموذج المستخدم في القياس علي التنبؤ[٤،٦].

شكل(٤) اختبار استقرار نموذج VAR (Vector Autoregression)



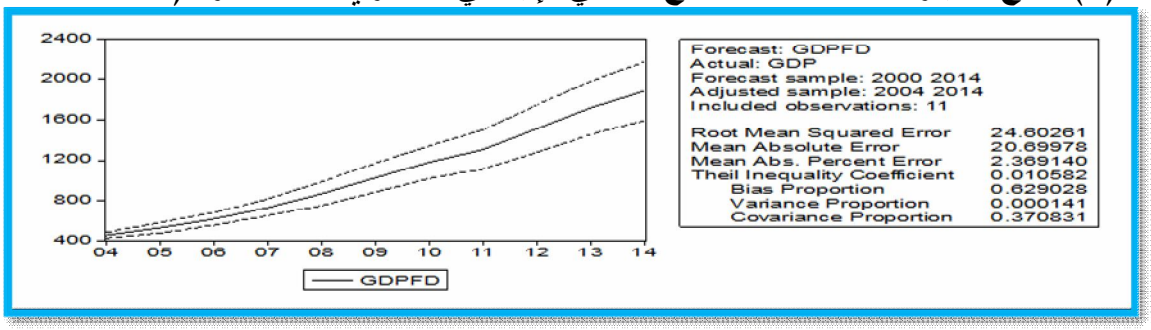
Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: D(GDP,2) D(INV,2)
Exogenous variables: C
Lag specification: 1 2

Root	Modulus
0.098142 - 0.875917i	0.881398
0.098142 + 0.875917i	0.881398
-0.593822 - 0.305740i	0.667908
-0.593822 + 0.305740i	0.667908

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

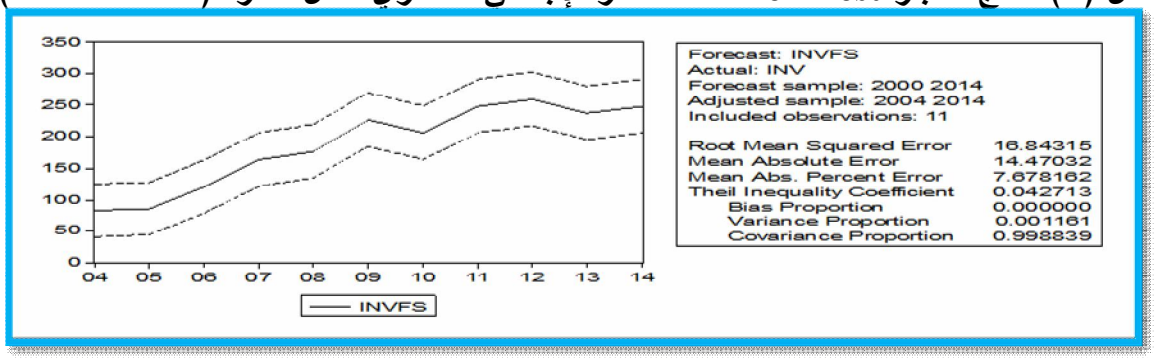
المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

شكل (٥) نتائج اختبار Theil Test للناتج المحلي الإجمالي المصري خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)



المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامج Eviews.

شكل (٦) نتائج اختبار Theil Test للاستثمار الإجمالى المصري خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)



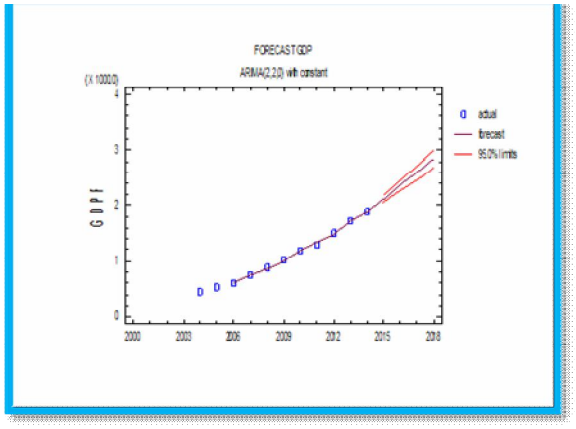
المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامج Eviews.

ولقد تبين أن الناتج المحلي الإجمالي المصري المتوقع (جدول١٤ وشكل٧) يتجة نحو الزيادة بمقدار ١٨٦,١ مليار جنية سنوياً، ومن المتوقع أن يصل إلي ٢٨٥٠,٤ مليار جنية عام ٢٠١٨ بنسبة زيادة تقدر بنحو ٥٢,٨% عن نظيرتها عام ٢٠١٤. كما تبين أن الاستثمار الاجمالي المتوقع (جدول١٤، شكل٨) يتجة نحو الزيادة بمقدار ٢١,١٤ مليار جنية سنوياً، ومن المتوقع أن يصل إلي ٣٧٤,٦ مليار جنية عام ٢٠١٨ بنسبة زيادة تقدر بنحو ٤١,٣% عن نظيرتها عام ٢٠١٤ .

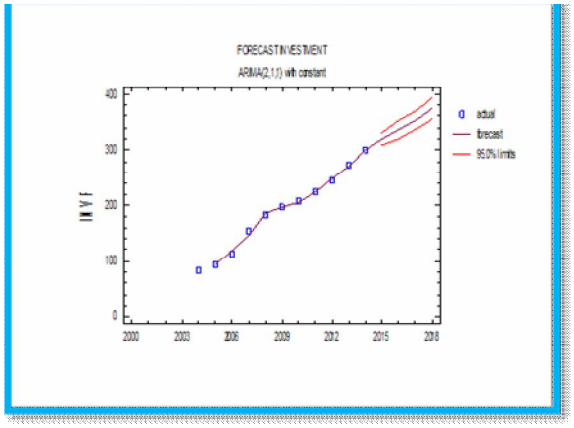
تم المقارنة بين نتائج التنبؤ بالاتجاه العام باعتبارها النماذج الأكثر استخدامًا في التطبيقات العملية للتنبؤ، وإن جاز التعبير استخدام أكثر النماذج تقنية (ARIMA) والتمهيد الآسي المفرد والمزدوج والمفاضلة

بينهم من خلال (معيار AIC) فإننا دائما أمام التنبؤ بمتغير بمفرده منفصل عما حوله من تغيرات ، لذا فدائماً تكون نتائج التنبؤ من خلال النماذج القياسية أفضل إذا ما كانت جيدة وفقًا لاختبار Theil Test[٤،٦]، فضلاً عن أن نماذج VAR غالباً ما توضح العلاقة غير المرتبطة ظاهرياً (SUR) بين المتغيرات المدروسة. حيث نجد أن القيم المتوقعة للناتج المحلي الإجمالي والاستثمار الإجمالي باستخدام نماذج VAR أعلى من القيم المتنبأ بها باستخدام معادلة الاتجاه العام (شكلي ٩،١٠).

شكل (٧) القيم المتوقعة للناتج المحلي الإجمالي المصري خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨)

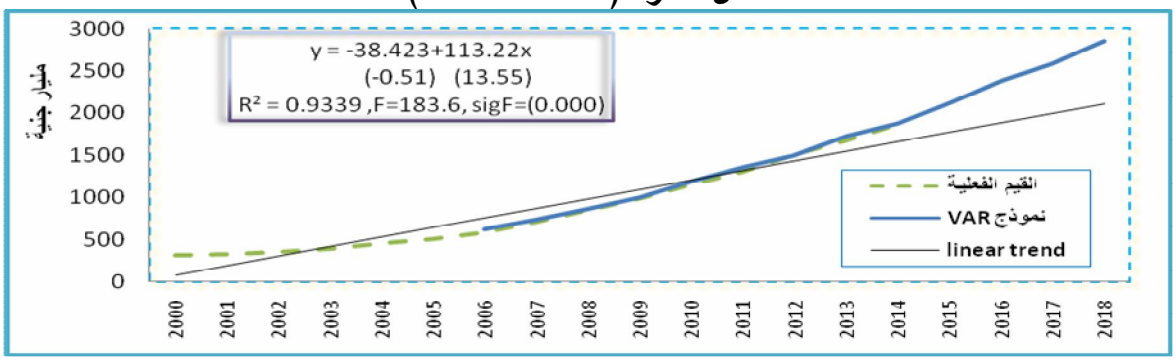


شكل (٨) القيم المتوقعة للاستثمار الإجمالي المصري خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨)



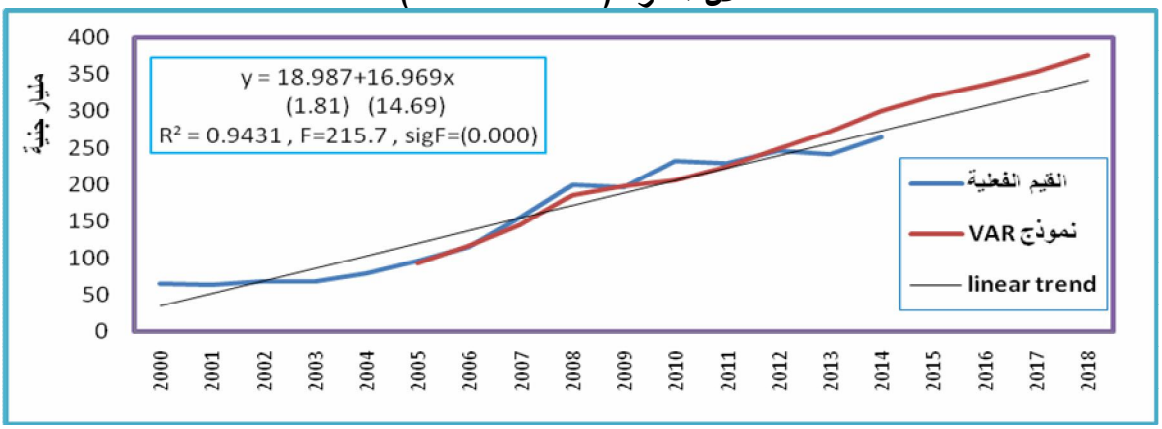
المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامج STATG15.2 .

شكل (٩) مقارنة بين التنبؤ بالاتجاه العام ونموذج VAR للناتج المحلي الاجمالي المصري خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨)



المصدر: نتائج التحليل بواسطة الباحث.

شكل (١٠) مقارنة بين التنبؤ بالاتجاه العام ونموذج VAR للاستثمار الاجمالي المصري خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨)



المصدر: نتائج التحليل بواسطة الباحث.

جدول (١٤) القيم المتوقعة للناتج المحلي والاستثمار علي المستوي القومي والزراعي المصري خلال الفترة (٢٠١٦– ٢٠١٨) بالأسعار الجارية بالمليار جنيه

المتغير	Model	Period	2015	2016	2017	2018
الاستثمار الإجمالي	ARIMA(2,1,1) with constant	Upper 95.0%	332.097	352.144	369.414	392.869
		Forecast	**319.956**	**335.64**	**352.894**	**374.571**
		Lower 95.0%	307.815	319.137	336.373	356.272
الناتج المحلي الإجمالي	ARIMA(2,2,0) with constant	Upper 95.0%	2177.99	2476.63	2706.38	3016.73
		Forecast	**2117.29**	**2379.45**	**2589.72**	**2850.39**
		Lower 95.0%	2056.59	2282.27	2473.06	2684.06
الاستثمار الزراعي	Constant mean	Upper 95.0%	11.0078	11.0078	11.0078	11.0078
		Forecast	**7.8**	**7.8**	**7.8**	**7.8**
		Lower 95.0%	4.59215	4.59215	4.59215	4.59215
الناتج الزراعي	ARIMA(0,2,0)	Upper 95.0%	307.87	347.742	390.401	435.44
		Forecast	**297.525**	**324.61**	**351.695**	**378.779**
		Lower 95.0%	287.181	301.478	312.988	322.119

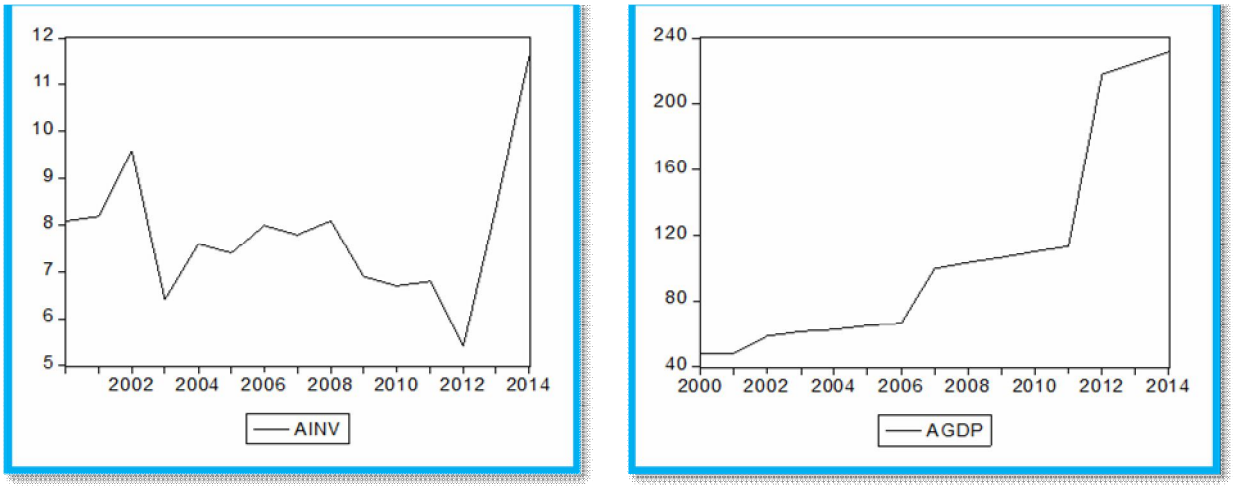
المصدر: نتائج التحليل بواسطة الباحث باستخدام برنامج STATG15.2.

رابعًا: تحليل متغيري الناتج المحلي الزراعي، والاستثمار الزراعي وفقًا لنموذج متجه الانحدار الذاتي:

يمكن توضيح نتائج تحليل متغيري(الناتج المحلي الزراعي، والاستثمار الزراعي)، وفقًا لنموذج متجه الانحدار الذاتي غير المقيد VAR علي النحو التالي:

١–عرض السلاسل الزمنية: نبدأ بالتعرف علي الشكل البياني لكل من سلسلتي الناتج المحلي الزراعي AGDP، والاستثمار الزراعي INVA (شكل١١) ، ويتضح عدم استقرار السلسلتين، ولكنها لا تبين هل يعود عدم الاستقرار لوجود جذر الوحدة أم لا.

شكل(١١): تطور كلاً من الناتج المحلي الزراعي والاستثمار الزراعي بالمليار جنية خلال الفترة (٢٠٠٠–٢٠١٤)



المصدر: نتائج التحليل بواسطة الباحث.

٢–اختبار الاستقرار: بتطبيق أختبار ديكي– فيللر الموسع Augmented Dickey-Fuller Test علي كلاً من AGDP, AINV (جدول١٥)، تبين أنه يتم قبول فرض العدم القائل(وجود جذر الوحدة) حيث أن الفرق بين القيم المحسوبة لـ أقل من القيم الجدولية المطلقة عند مستويات المعنوية المختلفة، مما يعني أن السلاسل التي تم اختبارها غير مستقرة.

٣–التخلص من جذر الوحدة: تم الحصول علي الجدول التالي بعد أخذ الفرق الثاني لكلاً من AGDP, AINV (شكل١٢)، وهو ما يوضح عدم وجود جذر الوحدة ، وبما أن قيمة المحسوبة أكبر من القيم الحرجة المطلقة ADFعند مستوي معنويه ٥% ، ١٠% ، فإن هذا يعني أن السلاسل الزمنية موضع الدراسة مستقرة، وبالتالي فإنه يفضل عند التنبؤ بالناتج المحلي الزراعي، الإستثمار الزراعي أن يتم أخذ الفروق من الدرجة الثانية حتي يتم تسكين السلسلة الزمنية (جدول١٦).

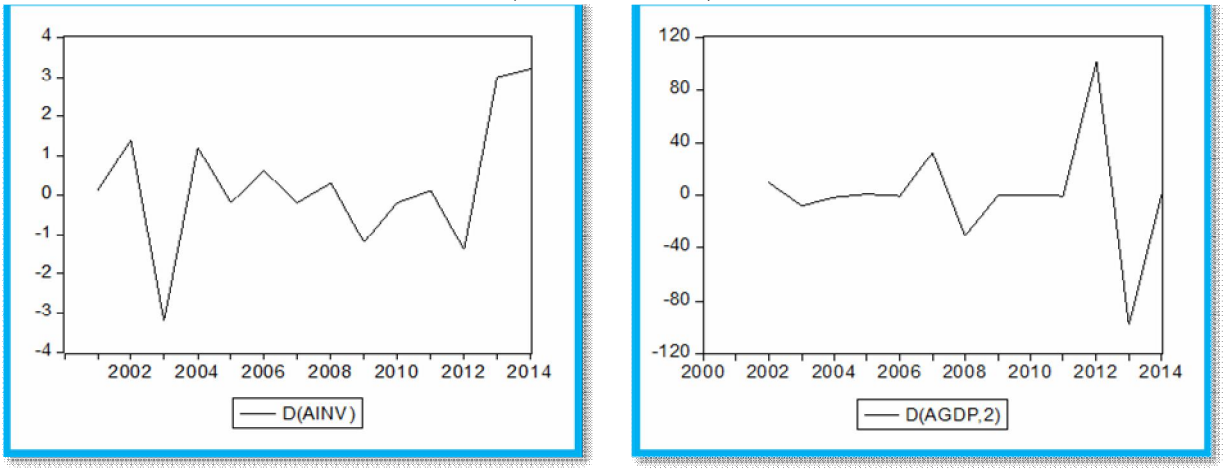
جدول(١٥): نتيجة اختبار Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test
لكلاً من الناتج المحلي الزراعي، والاستثمار الزراعي خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)

Model	ADF Test Statistic (λ)		Critical Value*	
	AGDP	AINV		
Trend & intercept	-1.334230	-1.366790	1%	-4.8870
			5%	-3.8288
			10%	-3.3588
Intercept	0.421704	-2.048353	1%	-4.0681
			5%	-3.1222
			10%	-2.7042
None	1.712441	0.354861	1%	-2.7760
			5%	-1.9699
			10%	-1.6295

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

شكل (١٢) سلسلة الفروق الثانية لكلاً من الناتج المحلي الزراعي والاستثمار الزراعي خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)



المصدر: نتائج التحليل بواسطة الباحث.

جدول(١٦): نتيجة اختبار Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test بعد اخذ الفرق الثاني لكلاً من الناتج المحلي الزراعي، والاستثمار الزراعي خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)

Model	ADF Test Statistic (λ)		Critical Value*	
Intercept	D(AGDP,2)	-3.714379	1%	-4.2207
			5%	-3.1801
			10%	-2.7349
None	D(AINV,2)	-3.054995	1%	-2.8270
			5%	-1.9755
			10%	-1.6321

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

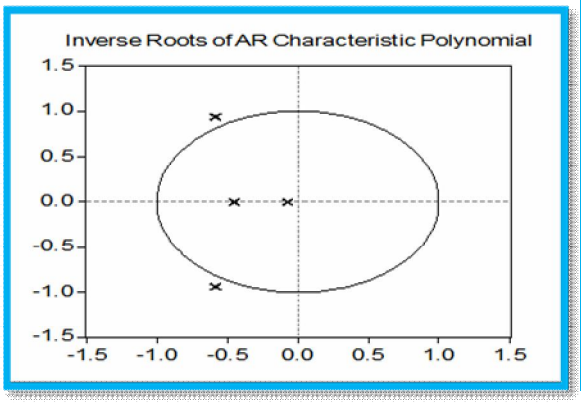
٤-تقدير نموذج VAR: يمكن توضيح النموذج المقدر علي النحو التالي:

$$\begin{bmatrix} AGDP_t \\ AINV_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.9282 & 5.0966 \\ 0.0240 & -0.7649 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} AGDP_{t-1} \\ AINV_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -1.0039 & 5.6207 \\ 0.0416 & -0.2727 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} AGDP_{t-2} \\ AINV_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 9.5805 \\ 0.2699 \end{bmatrix}$$

لقد تبين من الجدول(١٧) أن الاستثمار الزراعي ليس له تأثير معنوي إحصائيًا علي الناتج الزراعي، ولما كان الهدف من هذه الدراسة تحديد أثر الاستثمار الزراعي علي الناتج الزراعي، إلا أنه بدراسة العلاقة السببية بين كلا المتغيرين باجراء اختبار Granger-causality (جدول١٨)، تبين أن الاستثمار الزراعي لا يؤثر في الناتج الزراعي، وذلك لأن قيمة P لإحصائية F أكبر من ٠,٠٥ (٠,٨ > ٠,٠٥) وبالتالي قبول فرض العدم، كما جاءت نتائج اختبار wald walf تؤكد ذلك بأن قيم الابطاء للاستثمار الزراعي في السنة

الماضية والتي قبلها لا تتسبب في في تغير حجم الناتج الزراعي الحالي، فضلاً عن عدم استقرار النموذج المقدر(شكل١٣)، مما يعني عدم قدرة النموذج المقدر علي التنبؤ.

شكل(١٣) اختبار استقرار النموذج



Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: D(AGDP,2) D(AINV,2)
Exogenous variables: C
Lag specification: 1 2

Root	Modulus
-0.586308 - 0.936735i	1.105093
-0.586308 + 0.936735i	1.105093
-0.447609	0.447609
-0.072890	0.072890

Warning: At least one root outside the unit circle.
VAR does not satisfy the stability condition.

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامج Eviews.

جدول (١٧) نتائج تقدير نموذج VAR (Vector Autoregression)

Vector Auto regression Estimates	D(AGDP,2)				D(AINV,2)			
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AGDP(-1),2)	-0.928	0.410	-2.266	0.043	0.024	0.014	1.723	0.111
D(AGDP(-2),2)	-1.004	0.568	-1.767	0.103	0.042	0.019	2.152	0.053
D(AINV(-1),2)	5.097	8.881	0.574	0.577	-0.765	0.302	-2.530	0.026
D(AINV(-2),2)	5.621	9.009	0.624	0.544	-0.273	0.307	-0.889	0.391
C	9.581	13.730	0.698	0.499	0.270	0.467	0.577	0.574
R-squared	0.517193				0.720581			
Adj. R-squared	0.195322				0.534301			
S.E. equation	42.10185				1.433351			
Durbin-Watson stat	2.265404				1.728153			
Mean dependent var	0.363627				0.581818			
S.D. dependent var	46.93428				2.100390			
Sum squared resid	10635.39				12.32696			
F-statistic	1.606834				3.868276			
Log likelihood	-53.41558				-16.23474			
Akaike AIC	10.62102				3.860862			
Schwarz SC	10.80188				4.041723			
Determinant Residual Covariance	2604.963							
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-74.47510							
Akaike Information Criteria	15.35911							
Schwarz Criteria	15.72083							

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

لذا تم التنبؤ بنماذج الأريما(أهم النماذج الاحتمالية المستخدمة في التنبؤ بعد استقرار السلسلة الزمنية في التباين والمتوسط) [٤،٦]. بكلاً من الاستثمار الزراعي والناتج الزراعي خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨)، باستخدام برنامج STATG15.2، حيث تبين أن أفضل النماذج المقدرة للاستثمار الزراعي هو Constant mean، مما يشير إلي استقرار الاستثمار الزراعي حول متوسطه الحسابي ٧,٨ مليار جنيه خلال فترة الدراسة (٢٠٠٠-٢٠١٤)(شكل١٤). أما بالنسبة لمتغير الناتج الزراعي فكان ARIMA(0,2,0) هو أفضل النماذج المقدرة وفقاً لمعيار الإعلام الذاتي AIC، مما يؤكد علي ضرورة أخذ الفرق الثاني لهذا المتغير عند التنبؤ، ولقد تبين أن الناتج الزراعي المصري المتوقع سوف يتجة نحو الزيادة بمقدار ١٩,٢ مليار جنية

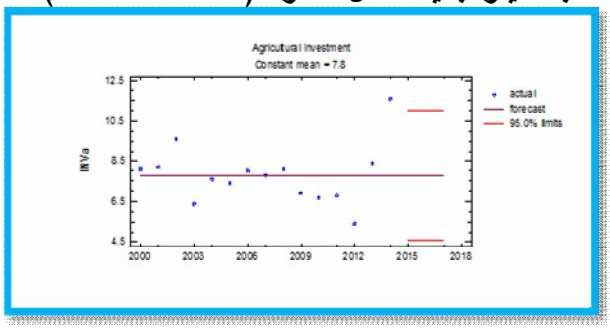
سنوياً، ومن المتوقع أن يصل إلي ٣٧٨,٨ مليار جنية عام ٢٠١٨ بنسبة زيادة تقدر بنحو ٤٠,١% عن نظيرتها عام ٢٠١٤ (شكل١٥).

جدول (١٨) نتائج اختبار Granger Causality للسببية باستخدام إحصائية Chi-sq ، F-Statistic

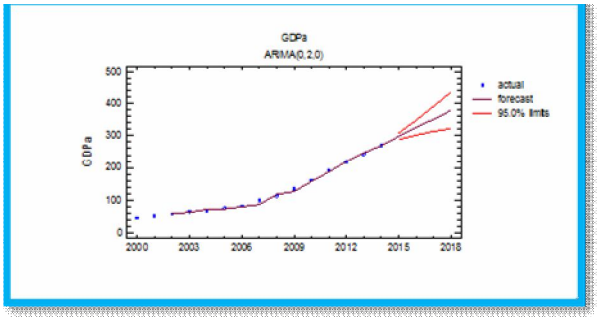
Dependent variable: D(AGDP,2)				Dependent variable: D(AINV,2)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.	Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(AINV,2)	0.416668	2	0.8119	D(AGDP,2)	4.970303	2	0.0833
All	0.416668	2	0.8119	All	4.970303	2	0.0833
Null Hypothesis				Obs	F-Statistic		Prob.
D(AINV,2) does not Granger Cause D(AGDP,2)				11	0.20833		0.81757
D(AGDP,2) does not Granger Cause D(AINV,2)					2.48515		0.16361
VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests							
نتائج اختبارWald Test للتأكد من معنوية أختبار السببية							
Null Hypothesis C(3) =0, C(4)=0							
F-statistic	0.208334		Prob.		0.817570		
Chi-square	0.416668		Prob.		0.811936		

المصدر: نتائج نموذج الدراسة باستخدام برنامجي Eviews, Gretl.

شكل(١٤)القيم المتوقعة للاستثمار الزراعي المصري بالمليار جنية خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨)



شكل (١٥) القيم المتوقعة للناتج الزراعي المصري بالمليار جنية خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨)



المصدر: نتائج التحليل بواسطة الباحث باستخدام برنامج STATG15.2 .

الملخص:

استهدفت هذه الدراسة تحليل ديناميكية الاستثمار الاجمالي وأثره علي الناتج المحلي المصري علي المستوي القومي والزراعي خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)، والتنبؤ بتلك المتغيرات خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨)، ولتحقيق هذا الهدف تم تقدير صيغة المعجل المرن، وتقدير نموذج كويك للمتباطئات الموزعة في تفسير سلوك الدالة الاستثمارية، فضلاً عن تطبيق نموذج متجه الانحدار الذاتي غير المقيد، فمن أجل فهم طبيعة أداء تلك المتغيرات الكلية ينبغي أن ينظر إليها من خلال نموذج ديناميكي احتمالي يأخذ في الاعتبار الصدمات العشوائية الحالية والماضية، وهذا ما تعكسة نماذج VAR للوصول إلي نموذج جيد للتنبؤ.

ولتفسير السلوك الاستثماري تم تعديل صيغة المعجل المرن، نظرًا لعدم قدرة التغيرات التي تحدث من سنة لأخري للناتج المحلي الإجمالي علي تفسير مستوي الاستثمار. كما تم تقدير نموذج كويك للمتباطئات الموزعة والذي أوضح أنه علي المدي القريب فإن زيادة الانفاق الاستثماري بمقدار مليار جنيه يؤدي إلي زيادة التكوين الرأسمالي الثابت في نفس السنه حوالي ٩٥٣ مليون جنيه، في حين أنه علي المدي البعيد سيؤدي إلي زيادته بحوالي ١,٠٣٦ مليار جنيه.

وبإجراء اختبار استجابة الناتج المحلي علي المستوي القومي لأي صدمات مفاجئة في الاستثمار، تبين وجود أثر متبادل مما يعكس ضآلة استجابة الناتج المحلي الإجمالي لأي صدمات مفاجئة في إجمالي الاستثمار، وباجراء تحليل التباين اتضح انه علي المدي القصير ٨١,٦% من تباين خطأ التنبؤ للناتج المحلي الاجمالي مفسرة بصدمات في المتغير نفسه خلال الفترة الثانية، أما متغير الاستثمار الكلي باعتباره متغير داخلي في تفسير تباين الناتج المحلي الاجمالي فقد بلغت نسبتة نحو ٤٥% خلال الفترة الثالثة. وباجراء

اختبار جرانجر للسببية اتضح أنه عند التنبؤ بمتغيرات الدراسة (الناتج المحلي الإجمالي، الاستثمار الإجمالي)، يعتبر متغير الاستثمار الإجمالي ذو فترات إبطاء متغير داخلي، بينما متغير الناتج المحلي الإجمالي ذو فترات إبطاء متغير خارجي بنموذج VAR.

ولما كان الهدف علي المستوي الزراعي تحديد أثر الاستثمار الزراعي علي الناتج الزراعي، إلا أنه بدراسة العلاقة السببية بين كلا المتغيرين، تبين أن الاستثمار الزراعي لا يؤثر في الناتج الزراعي، كما جاءت نتائج اختبار wald walf تؤكد ذلك بأن قيم الابطاء للاستثمار الزراعي في السنة الماضية والتي قبلها لا تتسبب في تغير حجم الناتج الزراعي الحالي، فضلاً عن عدم استقرار نموذج VAR المقدر، الأمر الذي قد يرجع إلي استقرار متغير الاستثمار الزراعي حول متوسطه الحسابي ٧,٨ مليار جنيه بالأسعار الجارية خلال فترة الدراسة (٢٠٠٠-٢٠١٤) وفقًا لأفضل نماذج التنبؤ من خلال معيار AIC، مما يؤكد التحيز الواضح ضد قطاع الزراعة بشكل ملحوظ ، إذ لم تمثل الاستثمارات الزراعية سوى ٤,٣٩% من جملة الاستثمارات الإجمالية، كما أنها لم يمثل سوي ٤,٣% من إجمالي الناتج الزراعي عام ٢٠١٣/٢٠١٤، مما ينعكس سلبًا علي معدلات التنمية الزراعية ومن ثم التنمية الاقتصادية في مصر.

وفقًا لنتائج نموذج VAR فمن المتوقع أن يصل الناتج المحلي الإجمالي المصري إلي ٢٨٥٠,٤ مليار جنية عام ٢٠١٨ بنسبة زيادة تقدر بنحو ٥٢,٨% عن نظيرتها عام ٢٠١٤. كما أنه من المتوقع أن يصل الاستثمار الاجمالي إلي ٣٧٤,٦ مليار جنية عام ٢٠١٨ بنسبة زيادة تقدر بنحو ٤١,٣% عن نظيرتها عام ٢٠١٤ .

ومن المتوقع أن يصل الناتج الزراعي المصري إلي ٣٧٨,٨ مليار جنية عام ٢٠١٨ بنسبة زيادة تقدر بنحو ٤٠,١% عن نظيرتها عام ٢٠١٤ وفقًا لنموذج(ARIMA(0,2,0 مما يؤكد علي ضرورة أخذ الفرق الثاني لهذا المتغير عند التنبؤ.

ووفقًا لما أسفرت عنه نتائج البحث تم استخلاص بعض التوصيات الهامة المتمثلة فيما يلي:

١- نظرا لضآلة الاستثمارات الموجهة للقطاع الزراعى و التى تنعكس على التنمية الزراعية و من ثم التنمية الاقتصادية فلابد من ضرورة إعطاء القطاع الزراعي أولوية مجتمعية من ناحية نصيبه من الإنفاق الاستثماري الحكومى ، وذلك من خلال توجيه أكبر قدر ممكن من الاستثمارات باعتبارها المحدد الرئيسي للتنمية الزراعية ، بحيث يتم تخصيص أكبر قدر متاح من الموارد المالية فى الموازنة العامة للدولة للقطاع الزراعي والعمل على زيادة الحوافز المقدمة للقطاع الخاص للاستثمار فى المجال الزراعي.

٢- لابد من رسم سياسات استثمارية زراعية تهدف تنمية القطاع الزراعى لأنه وفقا لنتائج البحث فهناك تحيز واضح ضد قطاع الزراعة بشكل ملحوظ، الأمر الذي قد يرجع إلي استقرار الاستثمار الزراعي حول متوسطه الحسابي خلال فترة الدراسة (٢٠٠٠-٢٠١٤)، مما ينعكس سلبًا علي معدلات التنمية الزراعية ومن ثم التنمية الاقتصادية في مصر، إذا استمر هذا الوضع.

٣- استخدام مثل هذه الأساليب الاحصائية فى كثير من الدراسات الاقتصادية، من أجل فهم طبيعة أداء المتغيرات الكلية والتى ينبغي أن ينظر إليها من خلال نموذج ديناميكي احتمالي يأخذ في الاعتبار الصدمات العشوائية الحالية والماضية.

المراجع:

١- أحمد سلامي، محمد شيخي، اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة(١٩٧٠-٢٠١١)، جامعة قاصدي مرباح، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التيسيير، مجلة الباحث، عدد١٣، ٢٠١٣.

٢- أميرة ادريس، مراد إسماعيل، أثر الاستثمار العام علي النمو الاقتصادي(دراسة قياسية علي الاقتصاد الجزائري)، المؤتمر الدولي(تقييم آثار برامج الاستثمارات العامة وانعكاساتها علي التشغيل والاستثمار والنمو الاقتصادي خلال الفترة٢٠٠١-٢٠١٤، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة سطيف١، الجزائر،٢٠١٣.

٣- عبد القادر محمد عبد القادر(دكتور)، طرق قياس العلاقات الاقتصادية، قسم الاقتصاد، جامعة الإسكندرية، دار الجامعات المصرية للنشر، الإسكندرية، أكتوبر ١٩٨٩.

٤- عثمان نقار، منذر العواد (دكاترة)،استخدام نماذج VAR في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرأسمالي في سورية، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد٢٨، العدد الثاني،٢٠١٢.

٥- محمود عبد الهادي شافعي ، التنبؤ الإحصائي بالسلاسل الزمنية واستخدام الحاسب الإلكتروني ، قسم الاقتصاد الزراعي ، جامعة الإسكندرية ، ٢٠٠٤.

٦- ممدوح الخطيب الكسواني، دراسة قياسية لسلوك الاستثمار في الجمهورية العربية السورية، مجلة جامعة دمشق، المجلد الثالث عشر ، العدد الأول، ١٩٩٧.

٧- نبيل مهدي الجنابي (دكتور)،نماذج السياسات النقدية والمالية: مع تطبيق معادلة(St.Louis) علي الاقتصاد العراقي للمدة(٢٠٠٣-٢٠١١) ، جامعة القادسية ، كلية الإدارة والاقتصاد ،الغري للعلوم الاقتصادية والإدارية، العدد الثاني والعشرون، ٢٠١٢.

٨- الموقع الإلكتروني للبنك الدولي www.worldbank.org

٩- الموقع الإلكتروني للبنك المركزي المصري www.cbe.org.eg

١٠- الموقع الإلكتروني للجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء www.capmas.gov.eg

١١- الموقع الإلكتروني لوزارة التخطيط www.mo.gov.eg

12- Christopher F Baum, 2013, EC 823: Applied Econometrics, VAR, SVAR and VECM models, Boston College.

13- Johanson, Soren, 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of Co integration Vector in Gaussian Vector Auto-Regressive Models" Econometrical, 59.

14- Juselius, Katarina, 200٥, The Co integration VAR Model: Methodology and Applications, 25th, (New York: Oxford University Press).

15- Koyck, L.M., 1954, Distributed Lags and Investment Analysis, Amsterdam: North-Holland.

16- Laurent Ferrara, 2011, VAR Model and Application, University of Paris West, M2 EIPMC, 1/55.

17- Ljung, G.M. and Box G.E.P. (1978) "On a measure of the lack of fit in time Series models", Biometrika, n65; PP.297-303.

18- Oest, Rutger van, 2004, on the econometrics of the Koyck model, Econometric Institute University.

19- Shin Ah Oh, 2011, Use of Vector Auto Regression in Empirical Analysis of Macroeconomics, Fall Physical Mathematics 1 Conference.

الملاحق

جدول (١): تطور الناتج المحلي الإجمالي والزراعي والاستثمار الإجمالي والزراعي في مصر خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٤)

بالاسعار الجارية بالمليار جنيه

السنة	الناتج المحلي الاجمالي بسعر السوق	الناتج المحلي الزراعي	الاستثمار الاجمالي	الاستثمار الزراعي
2000/1999	326.2	46.5	64.4	8.1
2001/2000	358.7	52.9	63.6	8.2
2002/2001	378.9	58.4	67.5	9.6
2003/2002	417.5	65.2	68.1	6.4
2004/2003	485.3	69.3	79.6	7.6
2005/2004	538.5	75.3	96.5	7.4
2006/2005	617.7	81.8	115.7	8.0
2007/2006	744.8	100.0	155.3	7.8
2008/2007	895.5	113.1	199.5	8.1
2009/2008	1042.2	135.5	197.1	6.9
2010/2009	1206.6	161.0	231.8	6.7
2011/2010	1371.1	190.2	229.1	6.8
2012/2011	1575.5	218.2	246.1	5.4
2013/2012	1753.3	243.4	241.6	8.4
2014/2013	1829.2	270.4	265.1	11.6

المصدر:

- الموقع الإلكتروني للبنك الدولي www.worldbank.org
- الموقع الإلكتروني للبنك المركزي المصري www.cbe.org.eg
- الموقع الإلكتروني للجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء www.capmas.gov.eg
- الموقع الإلكتروني لوزارة التخطيط www.mo.gov.eg

Econometric Economic Study for impact of Gross investment on Egypt's Gross and Agricultural Domestic Product

Mona H.G. Ali **Mohamed A. Attala**

Agricultural Economics Research Institute - Agriculture Research Center

Summary

The notes recent years decreased investment to the agricultural sector, the objective of this paper is to measure the impact of Gross investment on Egypt's GDP. To this end, Flexible Accelerator, Koyck Distribution, and Vector Autoregressive (VAR) approach to cointegration are employed using the data over the period 2000-2014.

The study estimated the dynamic models by maximum likelihood estimation (MLE) for Flexible Accelerator model, and by seemingly unrelated regression for (VAR).

The results indicate that the Gross investment has a significant positive short- and long-run effect on Gross Fixed Capital Formation. The results also indicate that ΔGDP has a weak significant on the Gross investment.

Econometric techniques include response of Cholesky to GDP for any sudden shocks in Gross investment; indicate the existence of a mutual impact, indicate to reflecting the meager response of GDP for any sudden shocks in Gross investment.

In general and according to the VAR model, Expected Egypt's GDP equal to 2850.4 billion pounds in 2018. It is also expected Gross Investment equal to 374.6 billion pounds in 2018. But according to the ARIMA (0, 2, 0) model, Expected Agricultural Domestic Product equal to 378.8 billion pounds in 2018, and according to the Constant mean, Expected Agricultural Investment equal to around average of 7.8 billion pounds in 2018.

Recommendations:

1. The need to work to increase the volume of investments to agricultural sector, so that is allocated as much of the available financial resources in the state budget to the agricultural sector and to increase the incentives for the private sector to invest in the agricultural field.
2. Drawing agricultural investment policies aimed at developing the agricultural sector.
3. Use of such statistical methods in many economic studies, to understand the nature of macro variables and that should be seen through a dynamic model.

Key Words: Egypt, Gross investment, Agricultural Investment, GDP, Flexible Accelerator, Koyck Distribution, Vector Autoregressive (VAR) Approach to Cointegration.