قياس وتحليل أثر الادّخار العام على النّمو الاقتصادي في العراق للمدة (٢٠٠٤-٢٠١٨)

م.د. خليل إسماعيل عزيز
كلية الإدارة والاقتصاد
جامعة تكريت
khalilbazawe@gmail.com

الباحث: علي عبدالجليل صادق الشيخلي
كلية الإدارة والاقتصاد
جامعة تكريت
alisadeq481978@gmail.com

المستخلص

يهدف هذا البحث إلى بيان أهمية الودائع الادّخارية بشكل عام، بالإضافة إلى التعرّف على حجمها ونسبة مساهمة كل نوع في إجمالي الادّخار، والوقوف على أهم نقاط الضعف التي تعاني منها عملية تعبئتها في العراق خلال المدّة الممتدة من ٢٠٠٤ لغاية ٢٠١٨، وهذا بغية معالجة مواطن الضعف والتقدم بمجموعة من الحلول للرفع من مستواها والوصول إلى الطموح المرتقب، واستهدفت هذه الدراسة قياس أثر الودائع الادّخارية على النّمو الاقتصادي في العراق وباعتماد النّاتج المحلّي الإجمالي متغيّراً تابعاً باعتباره مؤشراً لذلك النّمو، وتبيّن أنَّ درجة تكامل كافة متغيّرات الدراسة هي من النوع I(1)، وتبيّن وفق اختبار جوهانسون وجود ثلاثة متجهات للتكامل المشترك، ما يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيّرات المستقلة والمتغيّر التابع وهذا ما أكده وجود علاقة سبّبية في اتجاهين ما بين ودائع التوفير والنّاتج المحلّي الإجمالي وذلك وفق اختبار سبّبية جرانجر، وبعد تحديد فترات الإبطاء المثلى وفق معيار شوارز (SC) تم تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) وكان معامل تصحيح الخطأ مطابقاً للشروط، وقد نجح النموذج في كافة اختبارات الجودة القياسية.

الكلمات المفتاحية: الادّخار العام، النّمو الاقتصادي.

Measuring and Analyzing of the Impact of General Savings on Economic Growth in Iraq for the period (2004-2018)

Researcher: Ali Abdul Jalil S. Al-Shekhly
College of Administration and Economics
Tikrit University

Lecturer Dr. Khalil Ismail Aziz
College of Administration and Economics
Tikrit University

Abstract:

This research aims to show the importance of savings deposits in general. In addition to identify the size and contribution of each species in the total savings, and identify the most important weaknesses experienced by the process of mobilization in Iraq during the period from 2004 to 2018. In order to address the weaknesses and progress With a range of solutions to raise the level and reach the aspiration, this study aimed to measure the impact of savings deposits on the economic growth in Iraq and the adoption of GDP as a dependent variable as an indicator of that growth. Integration of all study variables is Type I (1), According to the Johansson test, there are three vectors of co-integration, which means that there is a long-term equilibrium relationship between the independent variables and the dependent variable. This is confirmed by a two-way causal relationship between savings deposits and GDP according to the

Granger causality test. To estimate the error correction vector model (VECM) and the error correction coefficient meets the conditions, the model has succeeded in all standard quality tests.

Keywords: General Saving, Economic Growth.

المقدمة

يعدُّ موضوع الادِّخار من أهم المواضيع التي من شأنها تعزيز معدّلات النّمو الاقتصادي بل عد بعض المنظّرين الاقتصاديين تحقيق التقدّم في معدّل الادِّخار المحلّي شرطاً أساسياً لتحقيق التقدّم في معدّل النّمو الاقتصادي بالنسبة للبلدان النّامية بشكل عام والدول العربية ومنها العراق بصورةٍ خاصة، إذ أنَّ عملية تعبئة مدّخرات المجتمع بكل أنواعها وأشكالها وتحويلها للاستثمار بصورةٍ مدروسة ومخطط لها سيجعل من هذه العملية المدخل الرئيس لتوفير رؤوس الأموال اللازمة للتنمية الاقتصادية التي تنشد لها الحكومات في دول العالم الثالث منذ نهاية الحرب العالمية الثانية.

مشكلة البحث: تكمن مشكلة البحث في التساؤلات الآتية:

هل هنالك تأثير للودائع الادَخارية على نمو الناتج المحلّي في العراق، وهل هنالك ضعف في مساهمتها، وهل أنَّ مؤشّرات القطّاع المصرفي العراقي في تراجع، وكيف نقوم بتحفيز تلك المدّخرات المحلّية لتفعيل دورها في الاقتصاد العراقي.

هدف البحث:

١. قياس وتحليل أثر الودائع الادِّخارية على النّمو الاقتصادي لتحديد أي نوع من الودائع ذات التأثير الأكبر والمساهمة في تمكين السلطات النقدية من تفعيل السياسات الادّخارية الصحيحة.
٢. التعّرف على كافة العلاقات السبّبية والعلاقات التكاملية التوازنية ما بين المتغيّرات قيد الدراسة ومعرفة طبيعتها وسلوكها للتمهيد لدراسات مستقبلية أكثر دقة وتخصص في هذا المجال.
٣. المساهمة في مساعدة أصحاب القرار في التعّرف إلى مرونات الأجلين الطويل والقصير لكل متغيّر وقياس أثرها على نمو النّاتج المحلّي والذي بدوره يعزز معدّل النّمو الاقتصادي.

فرضية البحث: ضعف مساهمة الودائع الادّخارية لدى المصارف بكافة أنواعها في تعزيز النّمو الاقتصادي.

أهمية الدراسة: معرفة مدى تأثير المتغيّرات المستقلة المتمثّلة بالودائع الادّخارية على المتغيّر التابع المتمثّل بالناتج المحلّي الإجمالي لذا تتجلى أهمية هذه الدراسة في كونها محاولة لكشف السلوك الذي تسلكه تلك الودائع وتحليل مدى تأثيرها في النّمو الاقتصادي في العراق للمدّة (٢٠٠٤-٢٠١٨).

أسلوب البحث: اعتمدت الدراسة على الاستنتاج الاستدلالي الرياضي في التحليل وقد اعتمد الباحثان أسلوب الاستقراء لرصد واقع الادِّخار في العراق وبيان أثره في النّاتج المحلّي الإجمالي بوصفه مؤشراً للنمو الاقتصادي وذلك عن طريق الاختبارات القياسية الحديثة باستخدام برنامج E-views 09 النسخة التاسعة والتي تعد بمثابة الرزمة القياسية للعلوم الاقتصادية.

المحور الأول: الجانب المفاهيمي للادِّخار والنمو الاقتصادي

أولاً. ماهية الادِّخار:

١. **تعريف الادّخار:** عند حصول الفرد على دخله، فليس بالضرورةِ توجيهه بالكامل للإنفاق على الغذاء والكساء والمسكن وإنّما يُجنّب جزء منه تحسّباً للظروف أو للاحتياط أو لعدم

الحاجة (سميث، ٢٠٠٨: ٤٨١)، وإنَّ هذا الجزء المتبقّي (غير المنفَق) هو ما يسمّى بـ (الادّخار Savings) لذا يعرّف الاقتصاديون الادِّخار بأنّه "هو الجزء المتبقّي من الدخل بعد الاستهلاك" أو هو "الجزء من الدخل الذي لا يوجه للاستهلاك" وقد عرّفه شومبيتر بأنّه "تجنيب جزء من الدخل بقصد الاستهلاك أو الاستثمار في المستقبل" (هيجنز، ١٩٦٦: ٣٥).

٢. **محددات الادّخار:** إنَّ محددات الادِّخار هي العوامل التي تؤثّر على حجم الادِّخار وبالتأكيد هي ذات العوامل التي تحدد الدخل والاستهلاك حيث إنّه بدراسة تأثيرها عليهما كوعاء سوف يتحدد حجم ونسبة الادِّخار من الدخل أو بمعنى آخر هي العوامل التي تقوي أو تضعف القدرة الادّخارية للأفراد، وهذه المحددات هي (سهو، ٢٠١٦: ٦):

أ. **الدخل:** يعدُّ الدخل القومي من المحدّدات الأساسية للادِّخار إذ أنّه كلما ارتفع الدخل القومي زاد الادِّخار وقد وضّح هذا التأثير الطردي في شرح دالة الادّخار، وأثبتت جميع الدراسات المتعلقة بالادِّخار إيجابية وقوة العلاقة بين الادِّخار والدخل وأنَّ معامل هذه العلاقة هو الميل الحدّي للادِّخار والذي له أهمّية كبيرة في الدراسات الاقتصادية (البسام، ٢٠٠٥: ٨).

ب. **حجم الاستهلاك:** يعد الاستهلاك من المحدّدات الأساسية للادِّخار إذ كلّما ارتفع الاستهلاك انخفض الدخل وتم توضيح هذه العلاقة العكسية في شرحنا للميل الحدّي للادِّخار والميل الحدّي للاستهلاك.

ج. **السكّان:** تعد التركيبة السكّانية من أهم محدّدات الادِّخار سواءً في البلدان المتقدّمة أو النّامية، حيث أثبتت العديد من الدراسات الاقتصادية وجود علاقة وثيقة ما بين زيادة نسبة العاملين من السكّان وارتفاع معدّلات الادِّخار الخاص، وكما افترضت نظرية دورة الحياة يكون سن العمل ٢٠- ٦٥ سنة (Husain, 1996: 68)، وربما يصاحب النّمو السكّاني المرتفع زيادةً في معدّلات الادِّخار فيما لو كانت التركيبة الديم/وغرافية تشير لارتفاع في نسبة العاملين من السكّان على حساب الانخفاض في نسبة الشيخوخة والأطفال (Deaton and Paxson, 1999: 5).

د. **سعر الفائدة:** إنَّ التغيّرات في أسعار الفائدة تعدُ أمراً حاسماً في التأثير على الادِّخار والنّمو الاقتصادي في الأجل الطويل وفقاً لما اقترحته نماذج هارود ١٩٤٨ ودومار ١٩٤٨ وسولو ١٩٥٦ وسوان ١٩٥٦ ورومير ١٩٨٦، إلا أنَّ الدراسات الاقتصادية الحديثة والتي أجريت لدراسة العلاقة بين أسعار الفائدة والتحرير المالي في بلدان مختلفة أبان الأزمة المالية العالمية سنة ٢٠٠٨ قد أشارت إلى أنَّ تأثير أسعار الفائدة في المدّخرات والاستثمارات والنّمو الاقتصادي هو موضوع لا يزال غير محسوم، حيث كانت هناك نتائج تثبت إيجابية التأثير في بعض الدول وسلبيته في دول أخرى (Moyo & Roux, 2018: 2).

ه. **التضخّم:** إنَّ للأسعار علاقة عكسية بالادّخار، فعندما ترتفع الأسعار سيؤثّر ذلك الارتفاع على الدخل الحقيقي للفرد فيرافق ذلك ارتفاع في النسبة المخصّصة للاستهلاك من الدخل على حساب النسبة المخصّصة للادِّخار، أمّا في حالة انخفاض الأسعار فسترتفع نسبة المبالغ المخصّصة للادِّخار وبالتالي سترتفع المبالغ المودّعة في البنوك (الحياني، ١٩٨٩: ١٨).

و. **النظام المالي:** إنَّ أهم أدوات السياسة المالية في التأثير على حجم المدّخرات هي الضرائب، فالضرائب المباشرة ستؤثّر على مدّخرات ذوي الدخل المرتفع وتخفّضها وتقلّل من ميلهم للادِّخار أمّا الضرائب غير المباشرة فستؤثّر على مستوى ادّخار ذوي الدخل المحدود وتجعله مساوياً للصفر (هاشم وعبد، ٢٠١١: ٢٦٨)، وقد أثبتت الأزمة المالية الأسيوية عام ١٩٩٧ ضرورة تحرير النظام المالي ليمارس عمله بشكل صحيح (Kelly & Mavrotas, 2003: 6).

ثانياً. ماهية النّمو الاقتصادي:

١. **مفهوم النّمو الاقتصادي:** يُعدُ النّمو الاقتصادي مُصطلحاً حديث النشأة نسبياً في تاريخ البشرية حيث كانت المجتمعات قبل ذلك بدائية وكان جل اهتمامها هو الحصول على وسائل العيش والبقاء على قيد الحياة، وكان أول ظهور لذلك المصطلح متزامناً مع ظهور الرأسمالية حيث أدت التغيّرات التقنية المستمرة إلى تراكم رأس المال مما أدى إلى تحوّلات جوهرية في المجتمعات جعلتها تهتم بتلك الزيادة الحاصلة في المتغيّرات الاقتصادية (كبداني، ٢٠١٣: ١٦).

٢. **تعريف النّمو الاقتصادي:** يعرف على أنّه "عبارة عن ظاهرة كمية، تتمثّل في الزيادة المستمرة في نصيب الفرد من النّاتج الوطني الحقيقي"، فمتوسط نصيب الفرد من الدخل الحقيقي هو الدخل الوطني الحقيقي على عدد السكّان، أمّا الدخل الحقيقي فهو النسبة بين الدخل النّقدي والمستوى العام للأسعار (Marc, 1990 :44)، كما ويعرّف بالمفهوم الجديد على أنّه يعبر عن "مقدار الزيادة خلال فترة أو عدة فترات طويلة الأجل في حجم الإنتاج" (Lawrence, 2001: 38).

٣. **العوامل المؤثرة في النّمو الاقتصادي:** يتأثّر النّمو الاقتصادي بمجموعة من العوامل منها (الموارد البشرية والموارد الطبيعية وتكوين رأس المال والتنمية التكنولوجية والعوامل الاجتماعية والسياسية)، (بنابي، ٢٠٠٩: ٩).

المحور الثاني: واقع الادِّخار والنّمو الاقتصادي للمدّة (٢٠٠٤-٢٠١٨)

الجدول (١): تطورات الادِّخار ومكوّناته بالدينار العراقي حسب النوع في العراق للمدّة (٢٠٠٤-٢٠١٨)

السنوات*	ودائع التوفير (مليون دينار)	الأهمية النسبية	الودائع الجارية (مليون دينار)	الأهمية النسبية	الودائع الثابتة (مليون دينار)	الأهمية النسبية	إجمالي الودائع
2004	1,135,628	13%	7,220,648	84%	263,533	3%	8,619,809
2005	1,541,797	14%	8,875,542	82%	352,656	3%	10,769,995
2006	1,733,449	10%	14,677,565	87%	517,281	3%	16,928,295
2007	2,647,019	10%	22,989,875	88%	552,032	2%	26,188,926
2008	4,289,843	12%	29,442,845	85%	792,760	2%	34,525,448
2009	5,518,012	14%	32,267,252	84%	797,822	2%	38,583,086
2010	6,039,310	13%	41,004,028	86%	903,894	2%	47,947,232
2011	6,732,299	12%	48,311,267	86%	1,113,614	2%	56,157,180
2012	7,897,450	13%	50,478,943	81%	3,629,542	6%	62,005,935
2013	9,678,169	14%	55,632,348	81%	3,544,970	5%	68,855,487
2014	9,978,433	13%	56,621,916	76%	7,472,987	10%	74,073,336
2015	9,636,491	15%	46,309,480	72%	8,398,090	13%	64,344,061
2016	9,555,099	15%	45,690,625	73%	8,915,710	14%	62,398,733
2017	10,579,087	16%	47,839,010	71%	8,630,534	13%	67,048,631
2018	11,769,734	15%	55,461,858	72%	9,658,771	13%	76,890,363

* القيم لشهر كانون الأول من كل سنة.

المصدر: بيانات البنك المركزي العراقي المنشورة على الموقع الإحصائي للبنك

يلاحظ من الجدول (١) النّمو المتزايد والمستمر لكافة مكوّنات الودائع حسب النوع إلا أنَّ اللافت للنظر التراجع الواضح للأهمية النسبية للودائع الجارية من ٨٤% إلى ٧٢%، وكذلك

الزيادة الملحوظة في الأهمّية النسبية للودائع الثابتة (الزمنية) فبعد أن كانت في بداية المدّة ٣% أصبحت في نهايتها ١٣%، أمّا ودائع التوفير فلم يكن التغيّر في الأهمّية النسبية لها كبيراً إلا أنَّ زيادة حجمها عن الودائع الثابتة (الزمنية) رغم انخفاض سعر فائدتها يؤكد العلاقة العكسية ما بين أسعار الفائدة والادِّخار في العراق.

إنَّ الزيادة الحاصلة في الأهمّية النسبية للودائع الثابتة (الزمنية) هي أمر ضروري في تكوين رأس المال الذي تقوم المصارف بتحويله للاستثمار عن طريق الائتمان المصرفي إذ إنَّ هذا النوع من الودائع يُعوّلُ عليه بالدرجة الأولى في تمويل الاستثمار وذلك بسبب طول المدّة التي يمنع فيها المودّعين (المدّخرين) من سحب أموالهم المدّخرة كما وأنَّها من أكثر الأنواع تحصيلاً للفائدة بالنسبة للمدّخرين، وعلى الرغم من الزيادة المتحققة إلا أنَّها ما زالت خجولة ولكنّها وفي أحسن الأحوال تعدُ مؤشراً إيجابياً لزيادة ثقة المجتمع بالمؤسسة المصرفية أو ربما بدايةً لتحوّل العلاقة ما بين الادِّخار وسعر الفائدة للإيجابية حيث تم حسابها سلبية طيلة فترة الدراسة، كذلك لابد من أن نشير إلى أنَّ نسبة الودائع الثابتة من مجموع ودائع القطّاع العام هي ضئيلة جداً ما يعني أنَّ نسبة مساهمة القطّاع الخاص في إجمالي الودائع الثابتة تكاد تكون ١٠٠%.

الجدول (٢): تطوّرات السكّان والنّاتج المحلّي الإجمالي والنّمو الاقتصادي في العراق للمدّة (٢٠٠٤-٢٠١٨)

السنة	النّاتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة بالدينار	السكان	نصيب الفرد من النّاتج	* نمو النّاتج %	* نمو السكّان %	** النّمو الاقتصادي %
2004	101,845,262,400,000	26,316,609	3,869,999	64.2	2.7	61.5
2005	103,551,403,400,000	27,008,426	3,834,041	1.7	2.6	-1.0
2006	109,389,941,300,000	27,697,912	3,949,393	5.6	2.6	3.1
2007	111,455,813,400,000	28,390,433	3,925,823	1.9	2.5	-0.6
2008	120,626,517,100,000	29,111,417	4,143,615	8.2	2.5	5.7
2009	124,702,847,900,000	29,894,652	4,171,410	3.4	2.7	0.7
2010	132,687,028,600,000	30,762,701	4,313,244	6.4	2.9	3.5
2011	142,700,217,000,000	31,727,053	4,497,746	7.5	3.1	4.4
2012	162,587,533,100,000	32,776,571	4,960,480	13.9	3.3	10.6
2013	174,990,175,000,000	33,883,145	5,164,520	7.6	3.4	4.3
2014	178,951,406,900,000	35,006,080	5,112,009	2.3	3.3	-1.1
2015	183,616,252,100,000	36,115,649	5,084,119	2.6	3.2	-0.6
2016	208,932,109,700,000	37,202,572	5,616,066	13.8	3.0	10.8
2017	201,059,363,100,000	38,274,618	5,253,073	-3.8	2.9	-6.6
2018	199,129,298,500,000	39,350,000	5,060,465	-1.0	2.8	-3.8

المصدر: للناتج المحلّي الإجمالي: بيانات الجهاز المركزي للإحصاء العراقي والبنك المركزي العراقي (منشورات متعددة)

المصدر لعدد السكّان: بيانات البنك الدولي المنشورة على الموقع الإلكتروني للبنك

* المعدّلات: عمل الباحثان وفق المعادلة: معدّل النّمو = $\frac{\text{القيمة الحالية- القيمة السابقة}}{\text{القيمة السابقة}}$

** معدّل النّمو الاقتصادي: عمل الباحثان وفق المعادلة = معدّل نمو الناتج – معدّل نمو السكان

يبيّن الجدول (٢) التزايد المستمر في النّاتج المحلّي الإجمالي للمدّة (٢٠٠٤-٢٠١٧) فبعد أن كان (١٠١,٨٤٥,٢٦٢,٤٠٠,٠٠٠) أي ما يقارب (١٠٢ تريليون دينار) في عام ٢٠٠٤ وصل في عام ٢٠١٧ إلى (٢٠١,٠٥٩,٣٦٣,١٠٠,٠٠٠) أي ما يقارب (٢٠١ تريليون دينار) أي أنّه قد زاد بمقدار الضعف عمّا كان عليه في بداية الفترة، ومن ثم انخفض في عام ٢٠١٨ حيث بلغ (١٩٩,١٢٩,٢٩٨,٥٠٠,٠٠٠).

أمّا عدد السكّان فقد أتخذ مساراً تصاعدياً للمدّة قيد الدراسة وبمعدّل نمو متقارب بلغ متوسطة (٢،٩) سنوياً، أمّا ما يتعلق بنصيب الفرد من النّاتج المحلّي الإجمالي فعلى الرغم من التزايد المستمر في النّاتج المحلّي الإجمالي وكذلك عدد السكّان إلا أنَّه لم يتّسم بتلك الصفة، فلم تكن الزيادة فيه مستمرة بل كانت متباينة وهذا التباين يرجع سببّه للفرق ما بين معدّلي النّمو بالنسبة للناتج والسكّان من سنة لأخرى، ومع ذلك فإنّ نصيب الفرد من النّاتج كان في بداية المدّة (٣,٨٦٩,٩٩٩) أي (٤ مليون دينار) تقريباً وفي نهاية المدّة (٥,٠٦٠,٤٦٥) أي (٥ مليون دينار) تقريباً وكان متوسّط نصيب الفرد خلال المدّة (٤,٥ مليون دينار)، ونلاحظ بأنَّ معدّل النّمو الاقتصادي في عام ٢٠٠٤ كان مرتفعاً جداً وإنَّ سبب الارتفاع هذا هو الفرق الكبير ما بين قيمة النّاتج المحلّي الإجمالي في عام ٢٠٠٣ عنها في عام ٢٠٠٤، أمّا معدّلات النّمو الاقتصادي منذ العام ٢٠٠٥ حتى ٢٠١٨ فهي شبه مستقرة وإنَّ أعلى مستوى لها كان (١٠,٦%) في العام ٢٠١٢ وإنَّ أدنى مستوى لها (-٦,٦%) في عام ٢٠١٤ بسبب انشغال الدولة في محاربة المجاميع المسلحة وكذلك بلوغه (-٣,٨%) في عام ٢٠١٨ بسبب اتخاذ الحكومة إجراءات تقشفية لمرورها بأزمة مالية بسبب انخفاض أسعار النفط.

المحور الثالث: توصيف متغيّرات النموذج القياسي والاختبارات القياسية

أولاً. توصيف المتغيّرات واستعراض البيانات:

١. توصيف المتغيرات:

أ. سلسلة النّاتج المحلّي الإجمالي (LNAT) وهي تمثّل المتغيّر التابع في النموذج.

ب. سلسلة الودائع الجارية (LJAR) وهي تمثّل أحد المتغيّرات المستقلة.

ج. سلسلة الودائع الزمنيّة الثابتة (LTHA) وهي تمثّل أحد المتغيّرات المستقلة.

د. سلسلة ودائع التوفير (LTOF) وهي تمثّل أحد المتغيّرات المستقلة.

٢. بيانات متغيّرات البحث:

الجدول (٣): بيانات متغيّرات البحث

الفصول	المتغيّرات بالمليار دينار				المتغيّرات باللوغاريتم			
	NAT	JAR	THA	TOF	LNAT	LJAR	LTHA	LTOF
2004Q1	22758	3062	179	988	10.032672	8.026948	5.185960	6.895598
2004Q2	24510	4243	190	969	10.106836	8.353003	5.247945	6.875764
2004Q3	26337	4952	194	1030	10.178730	8.507533	5.269748	6.937533
2004Q4	28241	7221	264	1136	10.248530	8.884700	5.574179	7.034941
2005Q1	23139	7435	346	1301	10.049275	8.914008	5.847652	7.170709
2005Q2	24920	8079	341	1389	10.123426	8.996997	5.830806	7.236331
2005Q3	26778	8201	341	1445	10.195336	9.011993	5.830527	7.275934
2006Q1	24444	10911	427	1616	10.104140	9.297571	6.056151	7.387796

الفصول	المتغيّرات بالمليار دينار				المتغيّرات باللوغاريتم			
	NAT	JAR	THA	TOF	LNAT	LJAR	LTHA	LTOF
2006Q2	26325	9992	754	1655	10.178274	9.209491	6.625367	7.411612
2006Q3	28288	13197	847	1666	10.250193	9.487751	6.741303	7.418334
2006Q4	30333	14678	517	1733	10.319992	9.594075	6.248586	7.457868
2007Q1	25526	14415	525	1906	10.147453	9.576039	6.263834	7.552671
2007Q2	26486	16712	350	2075	10.184372	9.723891	5.859073	7.637791
2007Q3	28344	23137	513	2250	10.252171	10.049204	6.241032	7.718575
2007Q4	31100	22990	552	2647	10.344963	10.042809	6.313606	7.881189
2008Q1	29206	20784	518	2971	10.282122	9.941947	6.249330	7.996720
2008Q2	30806	26828	580	3325	10.335461	10.197201	6.362174	8.109293
2008Q3	30472	27245	709	3853	10.324551	10.212620	6.563171	8.256566
2008Q4	30143	29443	793	4290	10.313716	10.290206	6.675521	8.364005
2009Q1	29235	28640	727	4693	10.283137	10.262575	6.588976	8.453904
2009Q2	31222	27879	829	4871	10.348871	10.235632	6.719762	8.491139
2009Q3	32166	28827	823	5098	10.378668	10.269083	6.712555	8.536535
2009Q4	32080	32267	798	5518	10.375974	10.381808	6.681886	8.615773
2010Q1	31672	33928	866	5610	10.363201	10.431991	6.764339	8.632345
2010Q2	32719	36040	848	5779	10.395701	10.492393	6.742983	8.661914
2010Q3	33697	38745	843	5772	10.425176	10.564752	6.736424	8.660781
2010Q4	34599	41004	904	6039	10.451568	10.621426	6.806712	8.706045
2011Q1	32717	38948	1082	6025	10.395645	10.569975	6.986497	8.703623
2011Q2	36187	41610	1212	6123	10.496443	10.636098	7.100061	8.719775
2011Q3	36484	44865	1174	6329	10.504640	10.711407	7.067966	8.752898
2011Q4	37312	48311	1114	6732	10.527082	10.785420	7.015366	8.814672
2012Q1	35672	45923	1253	6984	10.482128	10.734711	7.133485	8.851377
2012Q2	40944	44509	3307	7211	10.619959	10.703447	8.103767	8.883372
2012Q3	42973	47768	3504	7565	10.668318	10.774115	8.161765	8.931222
2012Q4	42999	50479	3630	7897	10.668926	10.829312	8.196862	8.974295
2013Q1	41235	50030	3756	8322	10.627039	10.820369	8.230994	9.026608
2013Q2	45051	52846	3648	8808	10.715559	10.875134	8.201866	9.083402
2013Q3	44368	54278	3584	9050	10.700268	10.901874	8.184358	9.110561
2013Q4	44336	55632	3545	9678	10.699558	10.926520	8.173285	9.177628
2014Q1	43635	54538	3483	9764	10.683623	10.906660	8.155550	9.186455
2014Q2	46025	52113	3583	9500	10.736941	10.861178	8.184036	9.159050
2014Q3	43501	52765	7485	9496	10.680530	10.873608	8.920598	9.158628
2014Q4	45790	56622	7473	9978	10.731829	10.944151	8.919050	9.208181
2015Q1	39713	50594	8342	10124	10.589445	10.831579	9.029006	9.222707
2015Q2	46481	49068	8431	9891	10.746791	10.800960	9.039693	9.199413
2015Q3	48194	46791	8464	9490	10.782987	10.753449	9.043551	9.158001
2016Q1	50547	45887	8547	8876	10.830659	10.733935	9.053342	9.091121
2016Q2	51795	43929	8690	8916	10.855052	10.690328	9.069888	9.095643
2016Q3	51921	45691	8680	9157	10.857476	10.729648	9.068762	9.122224
2016Q4	54669	45691	8916	9555	10.909053	10.729648	9.095570	9.164830
2017Q1	48867	44235	8613	9704	10.796865	10.697272	9.061064	9.180252
2017Q2	50593	44124	8731	9889	10.831559	10.694764	9.074646	9.199158
2017Q3	50546	44071	8787	10164	10.830638	10.693558	9.081075	9.226570
2017Q4	51054	47839	8631	10579	10.840630	10.775597	9.063062	9.266634
2018Q1	47306	46006	9031	10690	10.764388	10.736526	9.108402	9.277069
2018Q2	49307	47470	9178	10875	10.805830	10.767850	9.124579	9.294218
2018Q3	51730	54983	9508	11054	10.853791	10.914770	9.159897	9.310560
2018Q4	50786	55462	9659	11770	10.835379	10.923451	9.175608	9.373287

ثانياً. نتائج الاختبارات القياسية

١. نتائج اختبارات الكشف عن جذر الوحدة:

الجدول (٤): نتائج اختبارات ديكي فولر الموسّع لكشف جذر الوحدة لكافة متغيّرات الدراسة

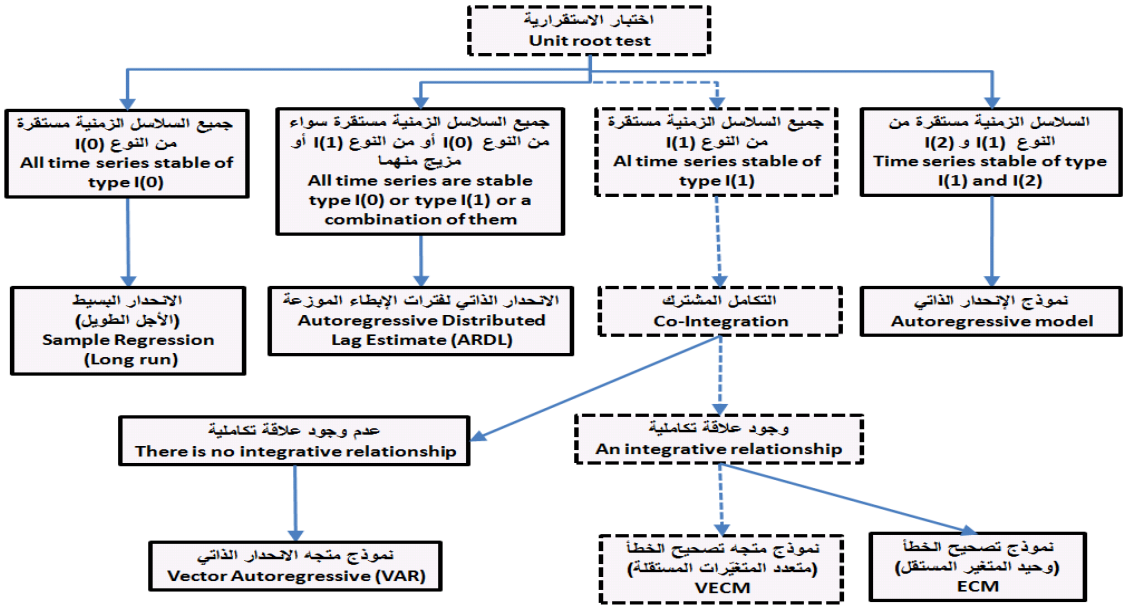
UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)

At Level		LNAT	LJAR	LTHA	LTOF
With Constant	t-Statistic	-1.0641	-4.8840	-1.1333	-3.1905
مع القاطع	Prob.	0.7237	0.0002	0.6970	0.0256
		No	***	No	**
With Constant & Trend	t-Statistic	-1.9775	-3.1540	-2.4627	-1.6758
مع القاطع والمتجه	Prob.	0.6003	0.1042	0.3449	0.7494
		No	No	No	No
Without Constant & Trend	t-Statistic	2.3583	1.4123	2.2424	2.4175
بدون القاطع والمتجه	Prob.	0.9951	0.9591	0.9935	0.9958
		No	No	No	No
At First Difference		**d(LNAT)**	**d(LJAR)**	**d(LTHA)**	**d(LTOF)**
With Constant	t-Statistic	-3.7477	-3.3619	-7.3995	-3.7538
مع القاطع	Prob.	0.0059	0.0167	0.0000	0.0056
		***	**	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.7846	-6.2919	-7.3784	-4.7766
مع القاطع والمتجه	Prob.	0.0249	0.0000	0.0000	0.0015
		**	***	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-2.7589	-3.0324	-6.7905	-1.8293
بدون القاطع والمتجه	Prob.	0.0066	0.0031	0.0000	0.0644
		***	***	***	*

Notes: (*)Significant at the 10%; (**)Significant at the 5%; (***) Significant at the 1% and (no) Not Significant
***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

المصدر: من عمل الباحثان اعتماداً على مخرجات برنامج E-Views09.

يبيّن الجدول (٤) نتائج استقرارية السلاسل وفق اختبار ديكي فولر الموسّع (ADF) ويلاحظ بأنَّ كافة السلاسل الزمنيّة لم تكن مستقرة عند المستوى أي عند صورتها الأصلية وبمعادلاتها الثلاث بوجود القاطع أو بوجود القاطع والمتجه الزمني معاً أو بعدم وجودهما، باستثناء استقرار سلسلة الودائع الجارية عند مستوى دلالة (١%) واستقرار سلسلة ودائع التوفير عند مستوى دلالة (١%) وذلك عند معادلة القاطع، أمّا في الفرق الأول فقد كانت كافة السلاسل مستقرة عند المعادلات الثلاثة وبمستوى دلالة (٥%) باستثناء بعض الاختلافات حيث نلاحظ بأنَّ سلسلة النّاتج المحلّي الإجمالي كانت مستقرة عند مستوى (٥%) عند معادلة القاطع والمتجه وكذلك الودائع الجارية كانت مستقرة عند مستوى دلالة (٥%) عند معادلة القاطع أمّا سلسلة ودائع التوفير فقد كانت مستقرة عند مستوى (١٠%) وذلك عند معادلة بدون قاطع ومتجه. وهذا يعني أنَّ جميع بيانات السلاسل الزمنيّة للمتغيّرات المستقلة والمتغيّر التابع هي متكاملة من النوع I(1)، وبناءً على نتائج اختبارات السكون تلك سوف تتحدد الاختبارات القياسية التالية وكما هو موضح في الشكل التالي:



الشكل (١): مسار الاختبارات القياسية للتقدير وفق نتائج الاستقرارية

المصدر: من عمل الباحثان بالاستناد لمصادر متعددة.

٢. **نتائج اختبار التكامل المشترك (طريقة جوهانسون):** بعد أظهرت نتائج الاستقرارية بأنَّ كل متغيّرات الدراسة هي متكاملة من النوع I(0)، وأنَّ سلسلة البواقي الناجمة عن التقدير الأولي كانت مستقرة عند المستوى I(0) وبتحقّق الشرطين اللازمين لإجراء اختبار التكامل المشترك، لذا تم إجراء الاختبار(*) وتبيّن وجود متجهين للتكامل المشترك عند مستوى دلالة (٥%) وفق اختبار جوهانسون وهذا في إطار اختبار الأثر (Trace test) وكما أنَّ اختبار القيمة الكامنة العظمى (Maximum Eigen value Test) يؤكّد وجود متجه تكامل مشترك واحد وهذا يعني بأنّه سوف يتم رفض الفرضية الصفرية القائلة (عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل) وقبول الفرضية البديلة القائلة (توجد على الأقل علاقة توازنية طويلة الأجل)، واستناداً إلى نتائج هذا الاختبار تم الحصول على ثلاثة معادلات للتكامل المشترك وكما هي في الجداول (٥) و (٦) و (٧) الآتية:

الجدول (٥): معادلة التكامل المشترك الأولى وفق اختبار جوهانسون

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 297.1392

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNAT	LJAR	LTHA	LTOF
1.000000	-0.832490	-0.385656	0.681770
	(0.27130)	(0.07800)	(0.32265)

* المتغيّر التابع معامل مرونته يساوي الواحد الصحيح والقيم بين القوسين تمثّل الخطأ المعياري.

المصدر: مخرجات برنامج E-Views09.

إنَّ مرونة الودائع الجارية تتناسب عكسياً مع مرونة النّاتج المحلّي الإجمالي حيث أنَّ انخفاضها بمقدار (٠,٨٣) يؤدي إلى زيادة مرونة النّاتج بمقدار وحدة واحدة، وبذات السلوك تناسبت مرونة الودائع الثابتة حيث انخفاضها بقيمة (٠,٣٨) يؤدّي لزيادة مرونة النّاتج بمقدار وحدة

(*) راجع الملاحق.

واحدة وأنَّ هذه النتيجة مخالفة للواقع تماماً لكون الودائع الثابتة تنتقل للاستثمار والذي زيادته تؤدّي إلى زيادة النّاتج المحلّي الإجمالي، بينما كان تناسب ودائع التوفير طردياً وبواقع (٠,٦٨) أي أنَّ زيادتها بهذا الواقع سوف يؤدي لزيادة النّاتج بمقدار وحدة واحدة.

الجدول (٦): معادلة التكامل المشترك الثانية وفق اختبار جوهانسون

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 306.9142

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNAT	LJAR	LTHA	LTOF
1.000000	0.000000	-0.173632	-0.063949
		(0.01812)	(0.02945)
0.000000	1.000000	0.254687	-0.895770
		(0.07963)	(0.12944)

* المتغيّر التابع معامل مرونته يساوي الواحد الصحيح والقيم بين القوسين تمثّل الخطأ المعياري.

المصدر: مخرجات برنامج E-Views09.

يبيّن الجدول (٦) معادلة التكامل المشترك الثانية حيث أنَّه بغياب الودائع الجارية فإنَّ العلاقة ما بين النّاتج المحلّي الإجمالي والودائع الثابتة وودائع التوفير تكون عكسية إذ أنَّ انخفاض الودائع الثابتة بواقع (١٧%) يؤدّي إلى زيادة النّاتج المحلّي الإجمالي بواقع وحدة واحدة وكذلك انخفاض ودائع التوفير بواقع (٦%) يؤدي إلى زيادة النّاتج المحلّي الإجمالي بواقع وحدة واحدة.

الجدول (٧): معادلة التكامل المشترك الثالثة وفق اختبار جوهانسون

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 310.6163

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNAT	LJAR	LTHA	LTOF
1.000000	0.000000	0.000000	-1.076901
			(0.23696)
0.000000	1.000000	0.000000	0.590047
			(0.39269)
0.000000	0.000000	1.000000	-5.833897
			(1.37638)

* المتغيّر التابع معامل مرونته يساوي الواحد الصحيح والقيم بين القوسين تمثّل الخطأ المعياري.

المصدر: مخرجات برنامج E-Views09.

يبيّن الجدول (٧) معادلة التكامل المشترك الثالثة والتي يهمنا منها العلاقة الأولى التي تتخذ النّاتج المحلّي الإجمالي كمتغيّر تابع وتوضّح بأنَّ علاقته مع ودائع التوفير هي علاقة عكسية وأنَّ انخفاض ودائع التوفير بواقع (١,٠٧) يؤدي إلى زيادة النّاتج المحلّي الإجمالي بواقع وحدة واحدة وأنَّ هذا يحصل بغياب الودائع الجارية والودائع الثابتة معاً.

٣. اختبار سبّبية جرانجر:

الجدول (٨): نتائج اختبار سبّبية جرانجر للسلاسل الزمنيّة عند الفرق الأول

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/31/19 Time: 01:22
Sample: 2004Q1 2018Q4
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLJAR does not Granger Cause DLNAT	57	1.30569	0.2797
DLNAT does not Granger Cause DLJAR		0.38456	0.6827
DLTHA does not Granger Cause DLNAT	57	1.79806	0.1758
DLNAT does not Granger Cause DLTHA		0.30920	0.7354
DLTOF does not Granger Cause DLNAT	48	6.37781	0.0038
DLNAT does not Granger Cause DLTOF		4.10523	0.0234

المصدر: مخرجات برنامج E-Views 09.

إنَّ هذه الاتجاهات السبّبية هي من النتائج المهمة في تحقّق فرضية هذه الدراسة وكما يؤكّد جرانجر على أنَّ وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيّرين يعني وجود علاقة سبّبية في اتجاه واحد على الأقل وهذا ما بيّنته نتائج اختبارات السبّبية وحيث يؤكد (سلامي وشيخي. ٢٠١٤: ٦) بأنَّ هذا الاختبار يعتمد السلاسل المستقرة.

٤. تحديد فترات الإبطاء (درجات التأخير):

الجدول (٩): نتائج تحديد فترات الإبطاء

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LNAT LJAR LTHA LTOF
Exogenous variables: C
Date: 07/29/19 Time: 04:48
Sample: 1 60
Included observations: 55

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	15.70197	NA	7.68e-06	-0.425526	-0.279538	-0.369071
1	274.5794	470.6862	1.12e-09	-9.257432	-8.527493*	-8.975159*
2	289.8960	25.62048	1.16e-09	-9.232581	-7.918690	-8.724489
3	309.8968	30.54676	1.03e-09	-9.378067	-7.480225	-8.644156
4	331.1588	29.38015*	8.92e-10*	-9.569410*	-7.087617	-8.609681
5	343.2151	14.90595	1.11e-09	-9.426002	-6.360257	-8.240454

* indicates lag order selected by the criterion

المصدر: مخرجات برنامج E-Views09

إنَّ فترة الإبطاء المثلى هي فترة إبطاء واحدة اعتماداً على معيار شوارز sc.

٥. **تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM:** استناداً لنتائج الخطوات السابقة تم القيام بتقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM وذلك بوجود ثلاثة متجهات للتكامل المشترك وفترة إبطاء واحدة والذي سيقوم بقياس تأثير الودائع الادّخارية بأنواعها الثلاثة على مؤشّر النّمو الاقتصادي المتمثّل في الدراسة هذه بالنّاتج المحلّي الإجمالي وذلك في الأجلين القصير والطويل سوياً وكان النموذج كما يلي:

D(LNAT) = -0.525*(LNAT(-1)) - 0.045*LTOF(-1) - 10.122) - 0.0277* (LJAR(-1)) - 0.950*LTOF(-1) - 2.204) + 0.058*(LTHA(-1) + 0.428* LTOF(-1) - 11.098) - 0.131*D(LNAT(-1) - 0.067*D (LJAR(-1)) + 0.031* D(LTHA(-1)) - 0.523*D(LTOF (-1)) + 0.038

ملاحظة: تم تقريب المرونات لثلاثة مراتب عشرية.

إنَّ النموذج أعلاه هو نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM والذي يمثّل توليفة لمعادلات التكامل المشترك الثلاثة التي تم الحصول عليها من اختبار جوهانسون للتكامل المشترك وهو من النماذج المعقّدة التي يصعب فهمها ولا يكون سهلاً إلا إذا قمنا بتجزئته وكما يلي:

D (LNAT) = - 0.525*(LNAT (-1) - 0.045*LTOF (-1) - 10.122)

حيث يمثّل هذا الجزء معادلة التكامل المشترك الأولى ونلاحظ هنا بأنَّ معامل تصحيح الخطأ (٠,٥٢٥-) هو سالب ومعنوي وهذا مطابق لشروط بند تصحيح الخطأ، ما يعني بأنَّ (٥٢%) من عدم التوازن في النّاتج المحلّي الإجمالي في الأجل الطويل سيتم تصحيحه في الأجل القصير (أي في ثلاثة أشهر) أو بعبارةٍ أخرى فإنَّه يتم الوصول إلى التوازن التام في فترة طولها ستة أشهر تقريباً حيث لا يوجد دليل ملموس على توزّع كامل التوازن بالتساوي على كل فصل، وحيث بغياب تأثير الودائع الجارية والودائع الثابتة وتضمين النّاتج المحلّي الإجمالي بفترة إبطاء

واحدة سيكون تأثير ودائع التوفير بفترة إبطاء واحدة عكسياً على النّاتج المحلّي الإجمالي لكون مرونتها سالبة ومعنوية وكذلك حد تصحيح الخطأ هو سالب ومعنوي أيضاً، لذا سوف يزداد النّاتج وحدة واحدة بانخفاضها بمقدار (٠,٠٤٥)، أمّا الحد الثابت فقد كانت قيمته (١٠,١٢٢).

- 0.0277* (LJAR (-1) - 0.950* LTOF (-1) - 2.204)

ويمثّل هذا الجزء معادلة التكامل المشترك الثانية حيث أنَّه يغيّب الودائع الثابتة مع تضمين الودائع الجارية بفترة إبطاء واحدة وودائع التوفير بفترة إبطاء واحدة وبمرونة تبلغ (٠,٩٥-) وأنَّ الحد الثابت لهذه المعادلة كان (٢,٢٠٤) وستعمل هذه التوليفة على زيادة النّاتج المحلّي الإجمالي بواقع وحدة واحدة إلا أننا نلاحظ بأنَّ معامل تصحيح الخطأ (٠,٠٢٧٧-) هو سالب لكنّه غير معنوي وغير مطابق لشروط بند تصحيح الخطأ ما يعني عدم قبولنا بنتائجها مهما كانت.

+ 0.058*(LTHA (-1) + 0.428*LTOF (-1) - 11.098)

ويمثّل هذا الجزء معادلة التكامل المشترك الثالثة حيث أنَّها تغيّب الودائع الجارية مع تضمين الودائع الثابتة بفترة إبطاء واحدة وودائع التوفير بفترة إبطاء واحدة وبمرونة تبلغ (٠,٤٢٨) وأنَّ الحد الثابت لهذه المعادلة كان (١١,٠٩٨) وهو بعلاقة سلبية مع النّاتج المحلّي الإجمالي، وستعمل هذه التوليفة على زيادة النّاتج المحلّي الإجمالي بواقع وحدة واحدة إلا أنّه يلاحظ بأنَّ معامل تصحيح الخطأ (٠,٠٥٨) هو موجب ومعنوي لكنه غير مطابق لشروط بند تصحيح الخطأ ما يعني عدم القبول بنتائجها مهما كانت.

إنَّ هذه الأجزاء الثلاثة من معادلة تصحيح الخطأ تمثّل معلومات الأجل الطويل والتي تم الحصول عليها من وجود ثلاث علاقات تكامل مشترك (علاقتان وفق اختبار الأثر وعلاقة واحدة وفق اختبار القيمة الكامنة العظمى) إلا أنَّ أهم ما فيها هو ما تم الحصول عليه في المعادلة الأولى وهو الحصول على حد تصحيح الخطأ (٠,٥٢٥-) وهو يجب أنَّ يكون ذو إشارة سالبة كذلك يجب أن تكون قيمته محصورة بين الصفر والسالب واحد وهو في هذه الحالة كان أكبر من سالب واحد وأقل من الصفر لذا فإننا سوف نعوّل على نتائج معادلة التكامل المشترك الأولى، أمّا بخصوص معنويته فإننا قد حصلنا عليها من نتائج معنوية المعلمات.

أمّا بخصوص الجزء الرابع من نموذج تصحيح الخطأ فهي تمثّل معلومات الأجل القصير حيث نلاحظ أنّها عبارة عن مرونات الأجل القصير منسوبةً إلى الفروق الأولى للمتغيّرات بفترة إبطاء واحدة التي قدّرنا النموذج بواسطتها والتي هي ذاتها فترات الإبطاء التي تم الحصول عليها من تحديد فترات الإبطاء وفق معيار شوارز (SC):

-0.131*D(LNAT(-1)) - 0.067*D(LJAR(-1)) + 0.031*D(LTHA(-1)) - .523* D(LTOF(-1)) + 0.038

حيث يلاحظ أنَّ صدمة واحدة للناتج المحلّي الإجمالي بالفرق الأول وبمرونة مقدارها (٠,١٣١) ستعمل على تخفيض النّاتج بمقدار وحدة واحدة، ويلاحظ أنَّ صدمة واحدة للودائع الجارية بالفرق الأول وبمرونة مقدارها (٠,٠٦٧) ستعمل على تخفيض النّاتج بمقدار وحدة واحدة وكذلك فإنَّ صدمة واحدة للودائع الثابتة بالفرق الأول وبمرونة مقدارها (٠,٠٣١) ستعمل على زيادة النّاتج بمقدار وحدة واحدة، وصدمة واحدة لودائع التوفير بالفرق الأول وبمرونة مقدارها (٠,٥٢٣) ستعمل على تخفيض النّاتج بمقدار وحدة واحدة، هذا ويمثّل المقدار (٠,٠٣٨) الحد الثابت لمعادلة الأجل القصير وهو ذو علاقة طردية بالنّاتج المحلّي الإجمالي، ومن الجدير بالذكر

إنَّ جميع مرونات الأجل القصير كانت غير معنوية باستثناء (C7=0.0188) والذي يمثّل مرونة الفرق الأول لسلسلة ودائع التوفير بفترة إبطاء واحدة حيث كان معنوياً عند مستوى دلالة (٠,٠٥)، علماً بأن (C1, C2, C3) هي معلمات الأجل الطويل و(C8) هي الحد الثابت للمعادلة وكما هو موضّح في الجدول (١٠) التالي:

الجدول (١٠): نتائج معنوية مرونات الأجل الطويل والقصير

Dependent Variable: D(LNAT)
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 08/07/19 Time: 02:24
Sample (adjusted): 2004Q3 2018Q4
Included observations: 58 after adjustments
D(LNAT) = C(1)*(LNAT(-1) - 0.0449570962053*LTOF(-1) - 10.1220077145) + C(2)*(LJAR(-1) - 0.950163153495*LTOF(-1) - 2.20412542181) + C(3)*(LTHA(-1) + 0.428417094793*LTOF(-1) - 11.0983892771) + C(4)*D(LNAT(-1)) + C(5)*D(LJAR(-1)) + C(6) *D(LTHA(-1)) + C(7)*D(LTOF(-1)) + C(8)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.524955	0.158194	-3.318423	0.0017
C(2)	-0.027672	0.050740	-0.545369	0.5879
C(3)	0.058175	0.023237	2.503522	0.0156
C(4)	-0.131069	0.134370	-0.975436	0.3340
C(5)	-0.069908	0.091187	-0.766649	0.4469
C(6)	0.030577	0.038267	0.799043	0.4280
C(7)	-0.522637	0.215303	-2.427456	0.0188
C(8)	0.037564	0.013274	2.829758	0.0067

R-squared	0.441551	Mean dependent var	0.012561
Adjusted R-squared	0.363368	S.D. dependent var	0.071164
S.E. of regression	0.056781	Akaike info criterion	-2.771786
Sum squared resid	0.161204	Schwarz criterion	-2.487587
Log likelihood	88.38179	Hannan-Quinn criter.	-2.661085
F-statistic	5.647672	Durbin-Watson stat	1.902284
Prob(F-statistic)	0.000077		

المصدر: مخرجات برنامج E-Views 09.

ثالثاً. نتائج اختبارات جودة تقدير النموذج VECM: إنَّ قرار قبول نتائج نموذج تصحيح الخطأ كانت متوقفة على نتائج جودة التقدير له حيث كانت نتائج تلك الاختبارات هي كما يلي:

١. **نتائج اختبار الارتباط الذاتي:** يجرى هذا الاختبار وفق منهجية (Breusch-Gogfrey) وحيث إنَّ الفرضية الصفرية له هي عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي وقد تم الحصول على النتائج الموضّحة في الجدول (١١) التالي:

الجدول (١١): نتائج اختبار الارتباط الذاتي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.685042	Prob. F(2,48)	0.5089
Obs*R-squared	1.609576	Prob. Chi-Square(2)	0.4472

المصدر: مخرجات برنامج E-Views09.

تبيّن النتائج في الجدول (١١) بأنّ القيمة المعنوية الإجمالية للاختبار كانت (٠,٤٤) وهي أكبر من (٠,٠٥) ما يعني القبول بالفرضية الصفرية وبذلك تم رفض الفرضية البديلة وأنَّ النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي.

٢. **نتائج اختبار عدم تجانس التباين للبواقي:** يبيّن اختبار جوينت بأنَّ بواقي النموذج هي متجانسة التباين حيث إنَّ القيمة الاحتمالية للاختبار كانت (٠,٥٣) وهي أكبر من (٠,٠٥) ما يعني رفضنا للفرضية الصفرية القائلة بأنَّ بواقي النموذج غير متجانسة التباين أو غير ثابتة التباين ونقبل الفرضية البديلة القائلة بأنَّ بواقي النموذج متجانسة التباين وكما هو موضّح في الجدول (١٢) الآتي:

الجدول (١٢): نتائج اختبار عدم تجانس التباين لبواقي النموذج

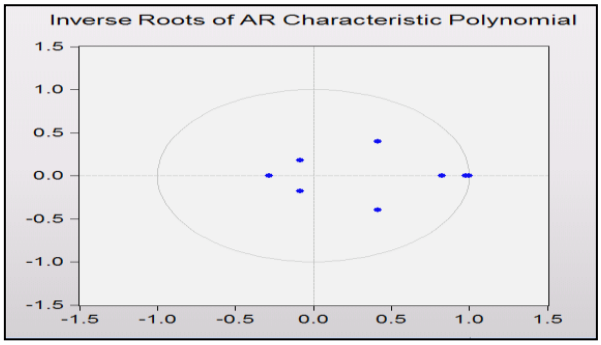
VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 07/31/19 Time: 03:57
Sample: 2004Q1 2018Q4
Included observations: 55

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
377.0708	380	0.5328

المصدر: مخرجات برنامج E-Views09.

٣. نتائج اختبار الجذور القلوبة:



الشكل (٢): نتائج اختبار الجذور القلوبة

المصدر: مخرجات برنامج E-Views09.

يبيّن لنا الشكل (٢) إنَّ كل النقاط كانت ضمن دائرة الوحدة ما يعني بأنَّ النموذج قد نجح في اختبار الجذور القلوبة.

٤. نتائج اختبار سبّبية الأجل القصير (Wald test):

الجدول (١٣): نتائج اختبار Wald Test

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.658868	(4, 50)	0.1743
Chi-square	6.635472	4	0.1565

Null Hypothesis: C(4)=C(5)=C(6)=C(7)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	-0.131069	0.134370
C(5)	-0.069908	0.091187
C(6)	0.030577	0.038267
C(7)	-0.522637	0.215303

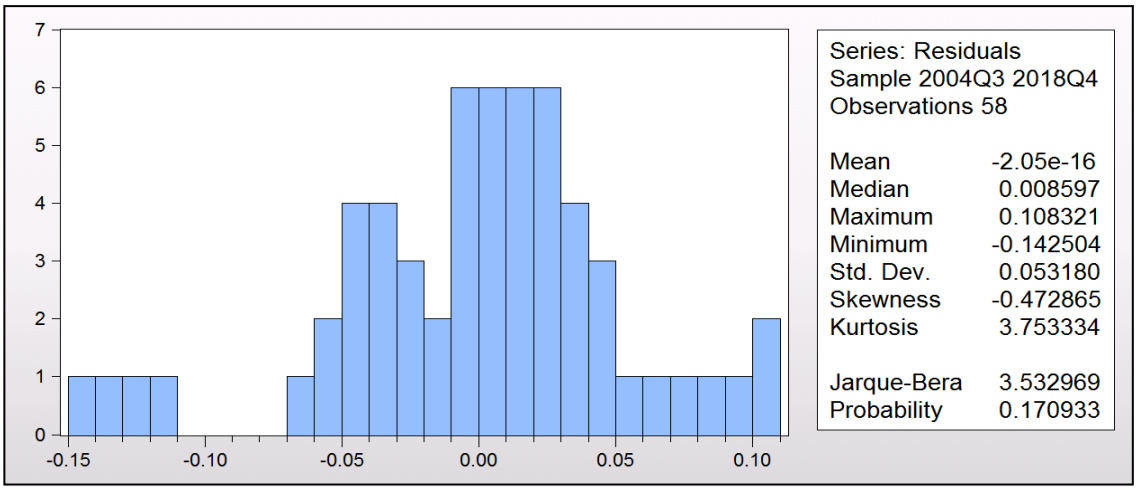
Restrictions are linear in coefficients.

المصدر: مخرجات برنامج E-Views09.

يبيّن الجدول (١٣) أنَّ القيمة الاحتمالية للاختبار Wald-Test بشكل عام وبأثر جميع معلمات الأجل القصير (C4, C5, C6, C7) كانت (٠,١٥) وهي أكبر من (٠,٠٥) ما يعني القبول بالفرضية الصفرية القائلة بعدم وجود علاقة سبّبية تتجه من المتغيّرات المستقلة إلى المتغيّر التابع ورفض الفرضية البديلة القائلة بوجود هذه العلاقة السبّبية.

٥. نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي: يبيّن الشكل (٣) التالي بأنَّ قيمة اختبار جارك بيرا (J-B=3.53) وأنَّ القيمة الاحتمالية لها هي (٠,١٧) وهي أكبر من (٠,٠٥) ما يعني بأنّه سيتم

القبول بالفرضية الصفرية القائلة بأنَّ بواقي النموذج تتوزّع توزيعاً طبيعياً، ورفض الفرضية البديلة القائلة بأنَّ بواقي النموذج لا تتوزع توزيعاً طبيعياً.

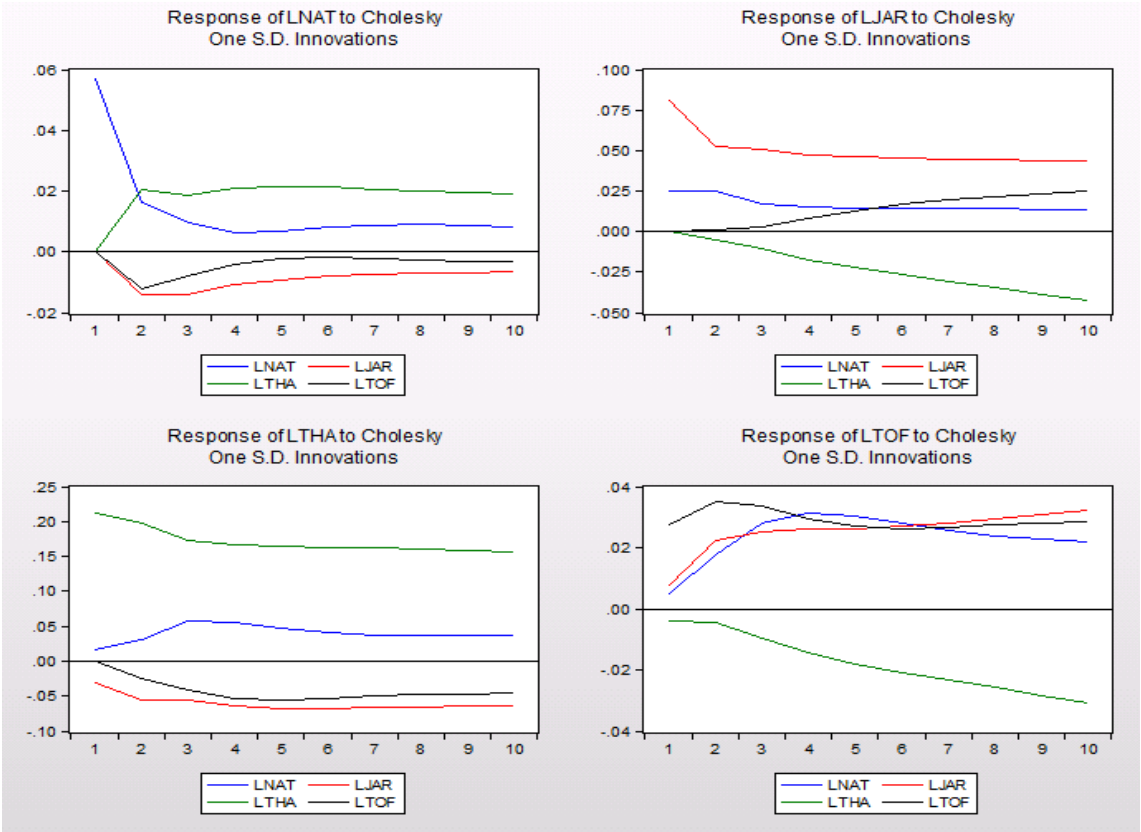


الشكل (٣): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

المصدر: مخرجات برنامج E-Views09.

ومن الجدير بالذكر بأنَّ هذا الاختبار يجرى بعد تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ وفق طريقة المربعات الصغرى.

٦. **تحليل الصدمات:**



الشكل (٤): تحليل الصدمات

المصدر: مخرجات برنامج E-Views09

نلاحظ من الشكل (٤) بأنَّه وحسب تقديرات دالة الاستجابة الممتدة على ١٥ سنة فإنَّ حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في النّاتج المحلّي الإجمالي سيكون لها تأثير معنوي إيجابي في المتغيّر التابع نفسه حيث سيكون تأثير الصدمة موجباً ولكنّها تميل للانخفاض في الفترة الأولى وتميل إلى الاستقرار في الفترة الثانية، وإنَّ استجابة النّاتج المحلّي الإجمالي لصدمة انحراف معياري واحد في الودائع الجارية ستكون موجبة وتميل إلى الاستقرار، وكذلك الحال بالنسبة إلى استجابة النّاتج المحلّي الإجمالي لصدمة انحراف معياري واحد في الودائع الثابتة (الزمنية) حيث ستكون موجبة وترتفع قليلاً في الفترة الأولى وتصبح أكثر استقراراً فيما بعد، في حين كانت استجابة النّاتج المحلّي الإجمالي لصدمة انحراف معياري واحد في ودائع التوفير موجبة ومتزايدة بشكل كبير في الفترة الأولى لتأخذ طابع الاستقرار في المراحل اللاحقة، ويلاحظ بأن تأثير الصدمات في المتغيّرات المستقلة غالباً ما يكون تأثيرها غير كبير ويمكن أن يكون السبب في ذلك هو الأوضاع الأمنية غير المستقرة السائدة في فترة الدراسة بالإضافة لعدم الثقة في الجهاز المصرفي المحلّي مّما يدفع الجمهور لاكتناز أموالهم خارج المصارف والذي ينعكس سلباً على حجم الودائع عموماً.

الاستنتاجات والمقترحات

أولاً. الاستنتاجات:

١. إنَّ السلاسل الزمنية لكافة متغيرات الدراسة هي غير مستقرة عند مستواها الأصلي وإنما تكون جمعها مستقرة بعد أخذ الفرق الأول لها.
٢. إنَّ ودائع التوفير تتسبّب بنمو النّاتج المحلّي الإجمالي في الأجل الطويل والأجل القصير كما يتسبّب النّاتج فيها.
٣. إنَّ العلاقة التكاملية المشتركة ما بين ودائع التوفير والنّاتج المحلّي الإجمالي هي علاقة طردية في الأجل الطويل حيث إنَّ زيادتها بواقع (٦٨%) سيعمل على زيادة النّاتج المحلّي الإجمالي بمقدار وحدة واحدة (تريليون دينار).
٤. إنَّ ٥٢% من عدم التوازن في النّاتج المحلّي الإجمالي في الأجل الطويل سيتم تصحيحه في الأجل القصير (أي في ثلاثة أشهر) أو بعبارةٍ أخرى فإنَّه يتم الوصول إلى التوازن التام في فترة طولها ستة أشهر تقريباً.

المقترحات:

١. ضرورة تفعيل سياسات تشجيع الادِّخار من قبل السلطات النقدية والعمل على زيادة حجم الودائع الثابتة وودائع التوفير.
٢. العمل على تعزيز ثقة المواطن بالمؤسسة المصرفية وتوسيع رقعتها وشمولها والعمل على رفع أسعار الفائدة على الودائع وتقليلها على القروض في محاولة لتشجيع الاستثمار.
٣. توفير متطلبات الاستثمار ومحاولة تمويله من خلال المدّخرات الداخلية لتقليص الفجوة الادّخارية وتقليل الاعتماد على القروض الخارجية.

المصادر العربية:

١. هيجنز، بنيامين، التنمية الاقتصادية والمشاكل السياسية ترجمة وتلخيص الدار القومية للطباعة والنشر، القاهرة، ١٩٦٦.

٢. البسام، خالد عبد الرحمن، نموذج للادِّخار العائلي في المملكة العربية السعودية، دراسة قياسية للمدّة (١٩٨٠-٢٠٠٢)، مجلة جامعة الملك عبد العزيز، كلية الاقتصاد والإدارة، العدد ١٩، ٢٠٠٥.
٣. الحياني، نعمان عباس، دور السياسة النقدية في ضبط التضخّم النقدي في العراق، رسالة ماجستير، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد،١٩٨٩.
٤. جيچاراتي، دامودار، الاقتصاد القياسي، ترجمة د. هند عبد الغفار عودة، دار المريخ للنشر، الجزء الثاني، الرياض، ٢٠١٥.
٥. سلامي، أحمد وشيخي، محمد، اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الادِّخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال المدّة (١٩٧٠-٢٠١١)، بحث منشور، مجلة الباحث، جامعة ورقلة، العدد ١٣، الجزائر، ٢٠١٤.
٦. سلامي، أحمد وشيخي، محمد، تقدير دالّة الادِّخار العائلي في الجزائر للمدّة (١٩٧٠-٢٠٠٥)، بحث منشور، مجلة الباحث، جامعة ورقلة، الجزائر، ٢٠٠٨.
٧. سميث، أدم، بحث في أسباب وطبيعة ثروة الأمم، ترجمة حسني زينه، دار دراسات عراقية، الجزء الثاني، بغداد، ٢٠٠٨.
٨. سهو، نزهان محمود، أثار الأزمة المالية على الادّخار، مجلة الكوت للعلوم الاقتصادية والإدارية، جامعة واسط، العدد ٢٢، ٢٠١٦.
٩. كبداني، سيدي أحمد، أثر النّمو الاقتصادي على عدالة توزيع الدخل في الجزائر مقارنةً بالدول العربية، أطروحة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية والتسيير، جامعة أبي بكر بلقايد-تلمسان، الجزائر، ٢٠١٣.
١٠. هاشم، حنان عبد الخضر والسيد حسين علي عبد، دراسة تحليلية حول أثر السياسة الضريبية في بعض متغيّرات الاقتصاد الكلي في العراق، مركز دراسات الكوفة، العدد ٢٢، ٢٠١١.

المصادر الأجنبية:

1. Deaton, Angus and Paxson, Christina, Growth, demographic structure, and national saving in Taiwan, Research Program in Development Studies, Princeton University, 1999.
2. Husain, M. Aasim, Private Saving and Its Determinants: The Case of Pakistan, The Pakistan Development Review 35, 1996.
3. Kelly, Roger and Mavrotas, George, Financial Sector Development-Futile or Fruitful? An examination of the Determinants of Savings in Sri Lanka, Helsinki, 2001.
4. Kelly, Roger and Mavrotas, George, on the Determinants of Savings in India' Mimeo, University of Manchester, 2003.
5. Lawrence Schembri, Résumé du colloque « les taux de change flottants une nouvelle analyze », Revue de la Banque du Canada, Automne, 2001.
6. Marc Nouchi, croissance histoire économique, edition Hazan, France, 1990.
7. Moyo, Clement and Pierre Le Roux, Interest rate reforms and economic growth: the savings and investment channel, Nelson Mandela University, South Africa, 2018.

الملاحق:

نتائج اختبار التكامل المشترك (جوهانسون) للمتغيّرات عند المستوى

Date: 07/30/19 Time: 03:50
Sample (adjusted): 2004Q4 2018Q4
Included observations: 57 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LNAT LJAR LTHA LTOF
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.428099	62.52704	47.85613	0.0012
At most 1 *	0.290351	30.67604	29.79707	0.0395
At most 2	0.121815	11.12594	15.49471	0.2039
At most 3	0.063208	3.721759	3.841466	0.0537

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.428099	31.85100	27.58434	0.0133
At most 1	0.290351	19.55010	21.13162	0.0820
At most 2	0.121815	7.404179	14.26460	0.4425
At most 3	0.063208	3.721759	3.841466	0.0537

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

LNAT	LJAR	LTHA	LTOF
4.937451	-4.110376	-1.904180	3.366206
24.70463	1.727062	-3.849659	-3.126888
-8.145368	-4.989120	-0.521064	8.867778
0.843609	4.979408	-1.037599	-3.998803

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LNAT)	0.004353	-0.020037	0.000870	0.010484
D(LJAR)	0.051719	-0.012911	-0.014910	0.002849
D(LTHA)	0.042688	0.078055	0.027306	0.025807
D(LTOF)	-0.001786	0.002800	-0.008114	0.002297

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 297.1392

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNAT	LJAR	LTHA	LTOF
1.000000	-0.832490	-0.385656	0.681770
	(0.27130)	(0.07800)	(0.32265)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNAT)	0.021490
	(0.04044)
D(LJAR)	0.255361