# العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت خلال الفترة (1980-2020)

د. قاسم عطية الجندي[1]

## الملخص

هدف البحث إلى تحديد اتجاه العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت باستخدام بيانات سنوية لليبيا (1980 – 2020) حثت تم استخدام اختبار (Granger Causality) واختبار تحليل التباين وقد أظهرت النتائج وجود علاقة سببية في اتجاه واحد من الناتج المحلي الإجمالي إلى التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت وتظهر هذه العلاقة في الاجل القصير ، المتغير GDP1 الذي يعبر عن الناتج المحلي الإجمالي الذي استقرت بياناته عند الفرق الأول ، قد أسهم بحوالي 60% في التقلبات التي تحدث في التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت ويرمز له بالرمز INV1 والذي استقرت بياناته عند الفرق الأول وذلك وفقا لاختبار تحليل التباين وبذلك خلص البحث إلى ان التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت يعتمد على الناتج المحلي الإجمالي وأن التحسن في الناتج المحلي ينبغي أن يوجه نحو التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت .

***الكلمات المفتاحية:*** *الناتج المحلي الإجمالي – التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت – الانحدار الذاتي (Var)*

[1] محاضر كلية الاقتصاد والتجارة الجامعة الأسمرية الإسلامية Email: qasem323323@yahoo.com

**المحور الاول: الإطار العام للبحث**

**المقدمة**

يعد الناتج المحلي الإجمالي من المؤشرات الاقتصادية الهامة لأي دولة من الدول إذ يعكس إجمالي نشاط الدولة وأداءها الاقتصادي خلال فترة زمنية معينة عادة ما تقدر بسنة في الدول النامية أما في الدول المتقدمة فقد يكون على أساس ربع سنوي، وهو بدوره ينعكس على مستوى التوظف ومستوى الصادرات والواردات والتراكم الرأس مالي والمستوى المعيشي هذا من جهة ، ومن جهة أخرى يتميز الناتج المحلي الإجمالي بعلاقته التبادلية مع حجم الاستثمارات (التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت) أن حقيقة العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت تظهر أن الأول يتأثر بصورة واضحة بحجم الاستثمارات المتراكمة في الاقتصاد، الوطني فكلما زاد حجم الاستثمارات بكفاءة عالية كلما زاد الناتج المحلي الإجمالي كما أن معالم هذا التأثير قد لا يظهر تماما في ذات السنة التي نمت فيها العمليات التراكمية للاستثمارات، فالعملية برمتها تحمل في طياتها تأثيرات تمتد لعدة سنوات وتتوقف على السرعة التي يتم بها إدخال المشاريع الاستثمارية الجديدة في دائرة الاستثمارات وفي الوقت نفسه فإن الناتج المحلي الإجمالي يؤثر في حجم الاستثمارات لأن هذه الاستثمارات تعتبر جزءاً من الناتج المحلي الإجمالي.

بناء على الإشارات السابقة تأتي هذه الورقة البحثية لدراسة العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في ليبيا وذلك من خلال البحث عن الاساليب المناسبة التي تساعد صنّاع القرار وواضعي السياسات الاقتصادية على التنبؤ الدقيق بحجم الناتج المحلي الإجمالي الذي يعتبر مؤشراً لتحديد مستوى الأداء الاقتصادي للدولة.

**مشكلة البحث**

تكمن مشكلة البحث في السؤال الآتي:

هل يمكن للناتج المحلي الإجمالي أن يسبب الزيادة في التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت ؟ وما اتجاه العلاقة السببية بينهما خلال الفترة (1980-2020) ؟

**فرضية البحث**

هناك علاقة سببية تبادلية بين الناتج المحلي الإجمالي و التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت .

**أهمية البحث**

تكمن في محاولة بناء نموذج قياسي يمكن استخدامه في التنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الاقتصاد الليبي وذلك من خلال الاعتماد على منهج السلاسل الزمنية المبني على استخدام تقنية الانحدار الذاتي (Var).

**هدف البحث**

كشف اتجاه العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي واجمالي التكوين الرأس مالي الثابت ودراسة علاقة التأثير فيما بينهم بالإضافة إلى تحديد فترات الابطاء الزمني بشأن تأخير إدخال المشاريع الاستثمارية الجديدة لدائرة الاستثمارات .

**منهجية البحث**

استخدم المنهج الوصفي والمنهج الكمي في إنجاز هذا البحث كما تم الحصول على بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث من البنك المركزي الليبي ومركز بحوث العلوم الاقتصادية وقد تم استخدام برنامج (Eviews) في تحليل السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث .

**حدود البحث**

اعتمد البحث على الفترة الزمنية الممتدة ما بين سنة (1980– 2020) وهي فترة تسمح بدراسة الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي التكوين الرأسمالي الثابت في ليبيا بصورة دقيقة وجيدة .

**الدراسات السابقة**

1 – دراسة ( لزهر، ساحلي ،2018 ) ، تهدف هذه الدراسة الى تحليل وقياس علاقة التأثير الموجودة بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الجزائر خلال الفترة الممتدة من ( 1990 – 2016 )، حيث استخدمت الدراسة المنهج الوصفي التحليلي وتقنية أشعة الانحدار الذاتي (VAR ) في تحليل السلاسل الزمنية بغرض تحقيق هدف الدراسة، وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية متباطئة بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت.

2 – دراسة ( سلام ، محمد ،2014 )، وكانت تحت عنوان " تحليل وقياس العلاقة بين الناتج المحلى الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت، دراسة (مقارنة بين مصر والسعودية ) هدفت الدراسة الى تحديد اتجاه العلاقة التبادلية بين الناتج المحلي الإجمالي وبين إجمالي تكوين رأس المال الثابت،

ولبيان هذا تم استخدام أسلوب متجه الانحدار الذاتي (VAR) وتوصلت الدراسة إلي وجود علاقة سببية من اتجاه واحد بين المتغيرين في مصر، كانت من إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت إلي الناتج المحلي الإجمالي، بينما العكس في السعودية حيث كانت العلاقة من الناتج المحلي الإجمالي إلي إجمالي التكوين الرأس مالي الثابت. والتفسير الاقتصادي، لفترات التباطؤ الزمني الأربعة المقدرة بالنموذج الخاص بمصر يشير إلى طول فترات الإنشاء وكذلك الفجوة الزمنية بين بداية إنشاء مشروع ما وإدخاله إلى حيز العمل مما يشير لحدوث تراكم في تكوين رأس المال الثابت مع بطء في التأثير علي قيمة الناتج المحلي الإجمالي، بينما في نموذج الاقتصاد السعودي فهناك استجابة سريعة لتغيرات الناتج المحلي والإجمالي وانعكاسها علي إجمالي تكوين رأس المال بالسعودية ، وأوصت الدراسة بالإسراع في تنفيذ الاستثمارات بمصر وتنويع القاعدة الاقتصادية أفقيا ورأسيا في السعودية.

3 – دراسة ( نقار، عثمان، العواد، المنذر، 2012)، وكانت تحت عنوان (استخدام نموذج (VAR) في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرأس مالي الثابت في سورية)، حيث تهدف الدراسة إلى استنتاج نموذج قياسي مبني على نماذج (VAR) للتنبؤ بإجمالي الناتج المحلي في سورية وكذلك إجمالي التكوين الرأس مالي الثابت ودراسة علاقة التأثير فيما بينهما، حيث خلصت الدراسة إلى استنتاج نموذج يمكن استخدامه في التنبؤ بإجمالي الناتج المحلي وكذلك إجمالي التكوين الرأس مالي الثابت.

4 – دراسة (AFTAB HAIDER , KAUSER HAYAT , SALMA ZAHIR, 2020 )، وكانت تحت عنوان " The Causality between Gross Fixed Capital Formation, Trade Deficit, Exchange Rate, and the Economic Growth of Pakistan" تدرس الورقة البحثية العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي ، وتكوينات رأس المال الثابت الإجمالي، وسعر الصرف، والعجز التجاري في باكستان من 1986 إلى 2013 مع البيانات التسلسلية الزمنية، وفقًا لاختبار يوهانس للتكامل المشترك ، يتم عرض وجود تكامل مشترك طويل المدى بين المتغيرات ، ويعبر نموذج تصحيح الخطأ عن أن 49.27 ٪ من عدم اليقين على المدى القصير يتم تعديله في توازن طويل الأجل علاوة على ذلك ، قدم اختبار جراجر السببية بين المتغيرات بينما أظهر الاستنتاج أن هذه المتغيرات لها سببية أحادية الاتجاه.

**المحور الثاني: النموذج القياسي ( تقنية اشعة الانحدار الذاتي (VAR) )**

تعتبر تقنية أشعة الانحدار الذاتي (VAR) من بين النماذج التي لقيت رواجاً كبيراً في أدبيات القياس الاقتصادي، وتستخدم في التنبؤ في حالة النماذج الآنية التي يوجد في ظلها علاقات تبادلية بين المتغيرات (عبدالقادر عطية ، 2014 ، ص 737 ).

ويعتبر العالم الاقتصادي سيمس (Sims) أول من استخدم هذه النماذج حيث حاول تقديم بديل عن النماذج الهيكلية من خلال بناء نموذج اقتصادي قياسي باستخدام تقنية أشعة الانحدار الذاتي ويعتقد (Sims) أن النماذج الهيكلية تحتوي على قيود كثيرة ، مثل : الاستغناء عن عدة متغيرات اقتصادية تكون مهمة وذلك بغية الحصول على نموذج قياسي معرف ومحدد، واختيار المتغيرات الداخلية والخارجية، وشكل توزيع فترات الإبطاء وهو الأمر الذي دفع (Sims) باتجاه إدخال جميع المتغيرات المهمة دون استثناء مع إضفاء عامل الديناميكية ( Sims، 1980 ).

إن شعاع الانحدار الذاتي (VAR) ، هو عبارة عن نظام تكون فيه كل المتغيرات دالة لقيمها الماضية والقيم الماضية لباقي المتغيرات الأخرى المكونة لشعاع الانحدار الذاتي إضافة إلى الحدود العشوائية (Hamilton,1994).

فإذا كان لدينا شعاع انحدار ذاتي يحتوي على متغيرين فقط هما $X_{1t}$ , $X_{2t}$ وعدد من التباطؤ الزمني وليكن (p=3) فإن نموذج (VAR=3) يكتب بالشكل التالي :

$$X_{1t}=a_1+\sum_{i=1}^{3} B1i\ X1t_1\ +\sum_{i=1}^{3} C1\ X2t_j\ -d1\ X2t+e1t \quad \text{-------- (1)}$$

$$X_{2t}=a2+\sum_{i=1}^{3} B2iX2t_i+\ \sum_{i=1}^{3} C1jX2t_j-d2X1t+e2t \quad \text{----------(2)}$$

ولغرض تحليل السلاسل الزمنية بواسطة شعاع الانحدار الذاتي فإنه يتطلب ثلاث خطوات رئيسية هي أولا: اختبار جذر الوحدة ( Unit Roots Test)، ورتبة الاندماج وذلك للتأكد من أن كل السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد البحث مستقرة (Stationary) أو تحويلها إلى حالة الاستقرار من خلال أخذ الفروقات لها ، ثانيا : اختبار التكامل المشترك ( Cointegration Test) بين السلاسل الزمنية وذلك لبيان : هل أن المتغيرات قيد البحث لها علاقة توازنيه في المدى الطويل اي أنها تأخذ اتجاها مشتركاً في المدى الطويل ؟ ثالثا: اختبار السببية ( Granger Causality Test) والغرض منه تحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات.

سنبدأ بعرض نظري موجز لهذه المسائل قبل أن نقوم بتطبيقها على الحالة البحثية :

**1 – استقرار السلاسل الزمنية :** ويقصد بالسلسلة الزمنية المستقرة تلك التي لا تتغير خصائصها عبر الزمن، وتكون السلسة الزمنية مستقرة إذا، وفقط إذا كان المتوسط لي X ثابت عبر الزمن، وكذلك التباين عبر الزمن والتباين المشترك، يعتمد على فترات الإبطاء ومستقلا عن الزمن ( السواعي خالد، 2011).

كما يعد اختبار درجة استقراريه السلاسل الزمنية مهمة في تحليلها فقد أوضحت الدراسات أن الكثير من السلاسل الزمنية تتسم بعدم الاستقرار ؛ لاحتوائها على جذر الوحدة ( المصبح، 2006، ص13).

إن عدم الاستقرار في السلاسل الزمنية يرجع في كثير من الأحيان إلى وجود جذر الوحدة، وقد اقترح ( Dickey & Fuller) اختبار يكشف وجود جذر الوحدة أو عدم وجوده ورغم تعدد هذه الاختبارات إلا أننا اعتمدنا في هذا البحث على اختبارين اثنين هما:

أ – الاختبار المحسن (A.D.F) ( Augmented Dickey & Fuller )

نقوم بحساب الانحدار وفق المعادلة الاتية :

$$\Delta Xt = \varphi Xt_1 + \sum_{i=1}^{p} ai(Xt_i - Xt_i_1) + Et \quad \text{---------- (3)}$$

إذ : $\varphi = \rho - 1$

في هذه الحالة فرضيات الاختبار هي

$H_O : \varphi = 0$

$H_1 : \varphi < 1$

إذا تبين لنا نتيجة الاختبار أن السلسلة الزمنية غير مستقرة أي : لم يرفض فرض العدم وبالتالي تحتوي على جذر الوحدة نقوم بتحويلها الى سلسلة مستقرة وذلك بأخذ الفرق الاول $\Delta = (1 - B)$ ثم نقوم باختبار السلسلة الجديدة فإن لم تكن مستقرة نستمر في أخذ الفرق الأول أي الفرق الثاني وهكذا حتى تصبح السلسلة مستقرة ، ونشير هنا أيضا إلى أنه يمكن أن نظيف إلى المعادلة السابقة حداً ثابتاً أو حداً ثابتاً وانحداراً خطيا مع الزمن وفي هذه الحالة تكون القيم الجدولية مختلفة حسب المعادلة المستخدمة.

ب – اختبار فليب – بيرون ( P.P) (Phillips-Perron )

يعد اختبار ( P.P ) من الاختبارات المهمة لمعرفة استقراريه السلاسل الزمنية والذي يعتمد على الفرق الأاول في السلسلة باستخدام التصحيح اللامعلمي ويسمح بوجود وسط لا يساوي الصفر واتجاه خطي للزمن كالتالي :

$$\Delta Yt = ao + \rho Yt_1 + \mu t \text{ ---------- } (4)$$

$$\Delta Yt = a1 + a2t + \rho Yt_1 + \mu t \text{----------} (5)$$

ويقوم اختبار ( P.P ) على اختبار (t) للمعلمة $(\rho)$ إذ يتم اختبار الفرضيتين التاليتين كما يلي :

- فرضية العدم وتنص على عدم استقراريه السلسلة الزمنية $HO: \rho = 0$
- الفرض البديل والذي ينص على استقراريه السلسلة الزمنية $H1: \rho \neq 0$

فاذا كانت $(\rho)$ سالبة ومعنوية نقبل الفرض البديل والعكس اذا كانت غير معنوية .

**2 – التكامل المشترك ( Conitegration)**

التكامل المشترك قدم من قبل (Engel and Granger ) (1987) وهو أسلوب لمعالجة عدم الاستقرار في السلاسل الزمنية فإذا وجدت سلسلتين زمنيتين أو أكثر غير مستقرتين فإن التركيب الخطي لهذه السلاسل الزمنية يمكن أن يكون مستقراً، وتساعد هذه الطريقة على تقدير العلاقات الطويلة الأجل باستخدام السلاسل الزمنية غير مستقرة.

هناك طريقتان لاختبار التكامل المشترك للسلاسل الزمنية وهما (Engel and Granger) (1987) ذات الخطوتين و(Johnson and Juselius) (1990) وسوف نكتفي بتوضيح فكرة الاختبار الأخير لأنها أكثر استخداما للتكامل المشترك حيث جوهانسن (Johansen 1988) يفضل أن تستخدم في النموذج مكون من أكثر من متغيرين لاحتمال وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك وقد أثبت Gonzalo (1990) أن طريقة جوهانسن وجوسليوس أفضل من طريقة (Engel and Granger) (1987) حتى في حالة وجود متغيرين فتكون طريقة ذات الخطوتين مناسبة لاختبار التكامل المشترك بينهما وذلك لأن طريقة جوهانسن وجوسليوس تسمح بالأثر المتبادل بين المتغيرات والتي تكون غير موجودة في طريقة (Engel and Granger) (1987) يمكن التعبير عن طريقة جوهانسن وجوسليوس كالتالي :

$$Yt = \text{A1Yt_1} + -- \text{APYt_p} + \text{BXt} + \text{Et} \text{ -------} (6)$$

ويمكن كتابة المعادلة السابقة كالتالي:

$$\Delta Yt = \cap\, Yt_1 + \sum_{i=1}^{p-1} Ti\, \Delta Yt_1 + BXt + Et \text{—} \text{------}(7)$$

$$\cap = \sum_{i=1}^{p} Ai - I \qquad , Ti = \sum_{j=i+1}^{p} Aj$$

إذ : ∩ تمثل مصفوفة المعاملات، $E_t$ يمثل الخطأ العشوائي

وقد اقترح ،( Johnson and Juselius) ( 1990 ) (Johansen 1988) اجراء اختبارين لتحديد عدد متجهات التكامل المشترك (r) الاختبار الاول هو اختبار الأثر ( Trace Test ) ويحسب بالعلاقة التالية :

$$Trace = -\sum_{i=r+1}^{n} In(1 - \lambda i) \text{--------}(8)$$

إذ: T تمثل حجم العينة و (r) تمثل عدد متجهات التكامل المشترك و λi تمثل القيم الذاتية بينما (n) تمثل عدد المتغيرات ، وتنص فرضية العدم على وجود عدد متجهات التكامل المشترك يساوي على الأكثر (r) .

أما الاختبار الثاني هو اختبار القيمة العظمى ( Maximum eigenvalue Test) والذي تحسب إحصائيته وفق المعادلة التالية: $\lambda_{max} = -\, Tin(1-\lambda i)$ ----------(9)

ويجرى اختبار فرضية العدم التي تنص على وجود (r) من متجهات التكامل المشترك مقابل الفرضية البديلة والتي تنص على وجود (r+1) من متجهات التكامل المشترك.

**3 – اختبار كرانكر للسببية (Granger Causality Test)**

يعتبر نموذج كرانكر من أكثر النماذج شيوعا في تحديد اتجاه السببية بين المتغيرات الاقتصادية ويعتمد كرانكر في دراسته للسببية على تباين خطأ التنبؤ ((var(e ) حيث يرى أنه كلما كان التباين صغيراً كلما كان المتغير مفسراً تفسيرا جيداً ووفقا له تكون (X) سببا في حدوث التغير في (Y) إذا كانت القيم المتنبؤ بها للمتغير (Y) تتحدد وفق القيم المبطئة للمتغيرين (X) و (Y) والتي تكون أفضل حال من الاعتماد على القيم المبطئة على متغير واحد ويمكن تحديد اتجاه السببية بين متغيرين من خلال تقدير المعادلتين (حمزة ، حسن ،2011، ص343،349 ).

$$Yt = \sum_{i=0}^{m} ai\, Xt_1 + \sum_{j=0}^{n} BjYt_j + E1t \text{--------}(10)$$

$$Xt = \sum_{i=0}^{m} \gamma i\, Xt_i + \sum_{j=0}^{n} \delta j\, Yt_j + E2t \text{--------------}(11)$$

حيث ان : $Y_{t-j}$ و $X_{t-i}$ إبطاءات المتغير التابع والمتغير المستقل على التوالي $a_i$ و $B_j$ المعاملات التي توضح الآثار لطول الفجوة الزمنية بينما (i،j) يمثلان الإبطاءات الزمنية.

وعلى ضوء تقديرات المعادلتين السابقتين يوجد اربع احتمالات لاتجاه السببية وهي :

1 – الاتجاه العادي :أي أن Xt تسبب Yt Xt ⟶ Yt

2 – الاتجاه العكسي : أي أن yt تسبب Xt Xt ⟵ Yt

3 – السببية بالاتجاهين أو السببية الثنائية وهي تعني أن Xt تسبب Yt وYt تسبب Xt : Xt ⇄ Yt

4 – لا وجود للسببية : أي أن كلا المتغيرين مستقلين عن بعضهما أي بمعنى أن Xt لا يسبب Yt وكذلك Yt لا تسبب Xt Xt ——— Yt وتتم صياغة الفرضيات كالتالي :

فرضية العدم : تنص على عدم وجود العلاقة السببية اي ان

$$H0 : ai = 0$$

$$H0 : \delta j = 0$$

الفرضية البديلة : تنص على وجود العلاقة السببية

$$H1 : ai \neq 0$$

$$H1 : \delta j \neq 0$$

**المحور الثالث : النموذج القياسي**

تم الحصول على سلسلتين زمنيتين للفترة الممتدة ما بين عامي 1980 و 2020 تخصان الناتج المحلي

**الجدول (1) الناتج المحلي الاجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت مليون دينار**

| السنوات | الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية | التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت |
|---|---|---|
| 1980 | 10881.6 | 2756.8 |
| 1981 | 9401.1 | 2900.3 |
| 1982 | 9372.8 | 2771.5 |
| 1983 | 8931.9 | 2524.5 |
| 1984 | 8363.9 | 2127.7 |
| 1985 | 8226.5 | 1558.1 |
| 1986 | 7324.7 | 1375.9 |
| 1987 | 6195.7 | 949.9 |
| 1988 | 6599.2 | 1049.8 |
| 1989 | 7404 | 1156.8 |
| 1990 | 8185.3 | 1135.3 |
| 1991 | 8981.4 | 1034.3 |
| 1992 | 9539.8 | 1007.8 |
| 1993 | 9331.4 | 1503.7 |

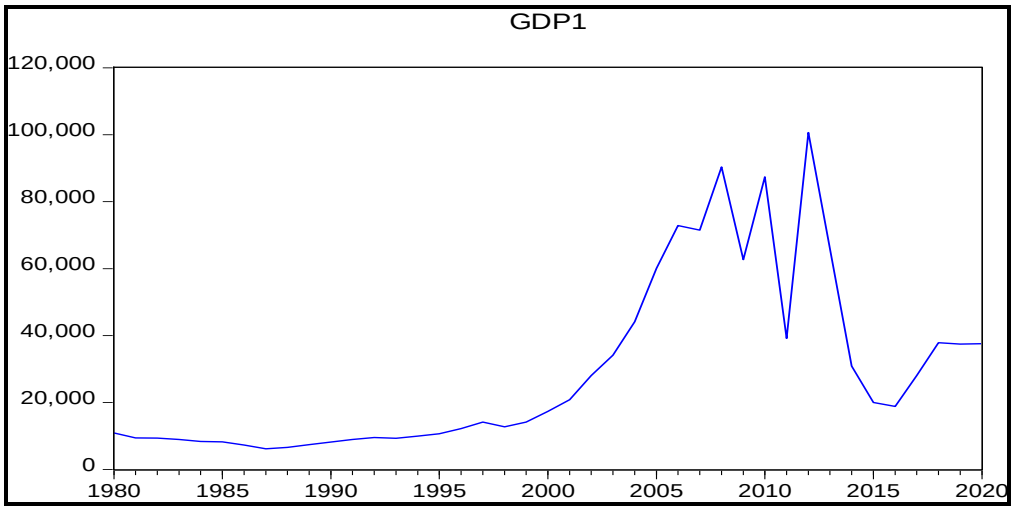
| 1622.4 | 9967 | 1994 |
|---|---|---|
| 1244.6 | 10679.3 | 1995 |
| 1639.7 | 12180.2 | 1996 |
| 1684.5 | 14148.8 | 1997 |
| 1396.6 | 12741.3 | 1998 |
| 1536 | 14138.2 | 1999 |
| 2281.2 | 17349.7 | 2000 |
| 6688.5 | 20857.8 | 2001 |
| 9707.6 | 28062.9 | 2002 |
| 9973.9 | 34164.9 | 2003 |
| 10682.7 | 44133.9 | 2004 |
| 13331.3 | 60064.6 | 2005 |
| 14515.6 | 72841.1 | 2006 |
| 14860.3 | 71503.7 | 2007 |
| 19406.8 | 90344.6 | 2008 |
| 21807.4 | 62689.11 | 2009 |
| 23946.5 | 87375 | 2010 |
| 6333.1 | 39171.1 | 2011 |
| 13742.8 | 100627.2 | 2012 |
| 17063.9 | 65994.55 | 2013 |
| 9535.4 | 30871.03 | 2014 |
| 9174.7 | 20030.28 | 2015 |
| 7178.2 | 18846.86 | 2016 |
| 11068.1 | 28061.86 | 2017 |
| 15249.2 | 37847.39 | 2018 |
| 14472 | 37475.64 | 2019 |
| 14567 | 37580.5 | 2020 |

**المصدر :** **1- البنك المركزي الليبي** **2 - https://ar.knoema.com**

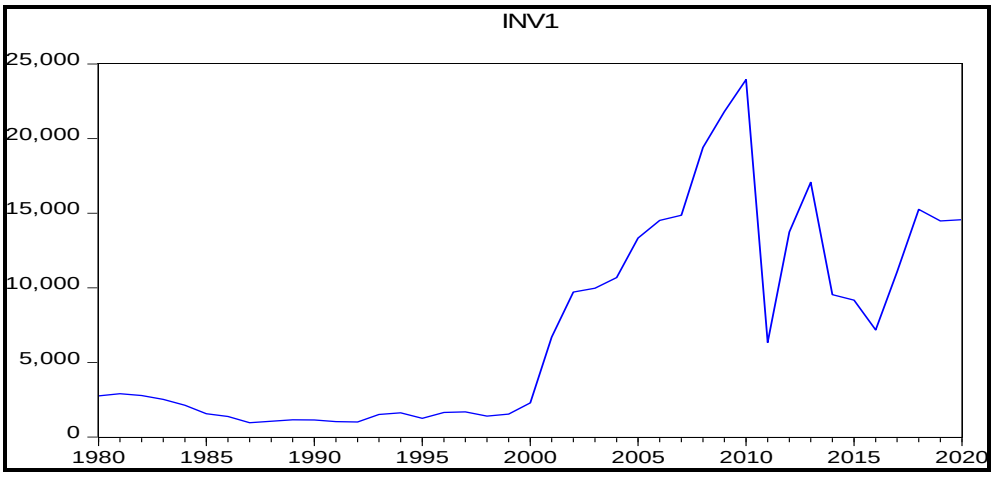
الإجمالي والتكوين الرأس مالي الثابت في ليبيا مقدرة بالمليون دينار وهي موضحة بالجدول (1) وسنستخدم في تحليلنا للسلسلتين الزمنيتين برنامج فيوز Eviews (10) .

## 1 – عرض السلاسل الزمنية

يظهر الشكلان (1) و (2) أن السلسلتين الزمنيتين غير مستقرتين إلا أنه لا يمكن التأكيد بأن ذلك يعود إلى وجود جذر الوحدة وبالتالي يتطلب الأمر إجراء اختبار جذر الوحدة .




**الشكل (1) تطور الناتج المحلي الإجمالي للفترة (1980–2020)**




**الشكل (2) تطور التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت للفترة (1980 – 2020)**

## 2 – اختبار استقراريه السلاسل الزمنية ( اختبار جذر الوحدة )

تتميز معظم المتغيرات الاقتصادية مثل الناتج المحلي الإجمالي والاستهلاك ومستوى الأسعار بعدم الاستقرار (Greene , 2000 ; Nelson and Polsser 1982) .

وبغياب صفة الاستقرار عن السلاسل الزمنية فإن الانحدار الذي نحصل عليه انحدار زائف ( Spurious Regression) فضلا عن مشاكل في التحليل.

نقوم باختبار استقراريه السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث المتمثلة في الناتج المحلي الإجمالي (GDP1) والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت (INV1) كل متغير على حدى ولأجل ذلك ، فقد تم استخدام اختبار ديكي فللر الموسع (Augmented Dickey – Fuller)(ADF) واختبار فليب وبيرون (Phillips-Perron)(p.p) نجد من الجدول (2) أن القيمة الاحتمالية (P-Value) لكل من اختبار (ADF)

واختبار (P.P) لكلا المتغيرين في المستوى هي أكبر من 5% عند مستويات الدلالة المختلفة ، إذ لا نستطيع رفض فرض العدم أي نقبل الفرض البديل وهو وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية لكلا المتغيرين وللتخلص من جذر الوحدة نقوم بأخذ الفرق الأول لكل من السلسلتين فنحصل على سلسلتين مستقرتين كما هو واضح بالجدول (2) وبالتالي نستنتج من ذلك أن السلسلتين الزمنيتين متكاملتين من الدرجة الأولى وهذا ما يشير إلى إمكانية وجود تكامل مشترك بين هذين المتغيرين .

**الجدول (2) يوضح اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية**

| اختبار جذر الوحدة باستخدام اختبار (ADF) (Augmented Dickey Fuller ) | | | | | المتغيرات |
|---|---|---|---|---|---|
| عند الفرق الاول 1 st Difference | | | عند المستوى Level | | |
| درجة التكامل | P-Value | T-Statistic | P-Value | T-Statistic | |
| I(1) | 0.0000 | 7.708742- | 0.3892 | 0.740919- | **GDP1** |
| I(1) | 0.0000 | 10.34028- | 0.4782 | 0.536255- | **INV1** |
| اختبار جذر الوحدة باستخدام اختبار(p.p) (Phillips – Perron) | | | | | **المتغيرات** |
| درجة التكامل | P-Value | T-Statistic | P-Value | T-Statistic | |
| I(1) | 0.0000 | 8.119590- | 0.5378 | 0.388345- | **GDP1** |
| I(1) | 0.0000 | 10.34028- | 0.3154 | 0.911496- | **INV1** |

### 3 – اختبار التكامل المشترك ( Cointegration test)

بما أن التكامل المشترك يوضح العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرات والسلاسل الزمنية موضوع البحث خالية من جذر الوحدة عند فروقها الأولى ومتكاملة من الدرجة الأولى (1) I لذلك سيتم اختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين السلاسل الزمنية كالتالي :

### أ – تحديد فترات الابطاء الزمني

سنقوم بتحديد فترات الإبطاء الزمني بالاعتماد على المعايير ( Hannan Quinn , Schwarz , Akaike) وذلك بالاستعانة بالبرنامج الإحصائي (Eviews 10) ولقد جاءت النتائج كما يوضحها الجدول (3) حيث نستنتج من الجدول أن فترات الابطاء الزمني المناسبة هي (p=3) حيث اتفقت معظم المعايير على ضرورة أخذ ثلاث فجوات زمنية.

**الجدول (3) تحديد فترات الابطاء الزمني**

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: GDP1 INV1
Exogenous variables: C
Date: 05/11/21 Time: 18:33
Sample: 1980 2020
Included observations: 38

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | -800.8062 | NA | 7.68e+15 | 42.25296 | 42.33915 | 42.28362 |
| 1 | -771.2534 | 54.43945 | 2.00e+15 | 40.90807 | 41.16664 | 41.00007 |
| 2 | -760.9163 | 17.95389 | 1.44e+15 | 40.57454 | 41.00549 | 40.72787 |
| 3 | -750.7624 | 16.56682* | 1.05e+15* | 40.25065* | 40.85398* | 40.46531* |

* 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

## ب – اختبار التكامل المشترك وفق صيغة جوهانسون و جسليس ( Johanson – Jusles)

اختبار التكامل المشترك المبني على اختبار الأثر (Trace Test) والذي يوضحه الجدول (4) حيث يلاحظ الاحصاءة (Trace Statistic ) والبالغة (12.5) وهي أصغر من القيمة الحرجة ( Critical Value) والبالغة (15.4) و (prob=0.13) وهو أكبر من 5% وغير معنوي إحصائيا مما يعني قبول فرض العدم (r=0) ورفض الفرض البديل (r >1) وبالتالي لا توجد علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات.

**الجدول (4) اختبار الاثر**

Date: 07/10/21 Time: 00:15
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: INV1 GDP1
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| None | 0.252971 | 12.54621 | 15.49471 | 0.1325 |
| At most 1 | 0.029599 | 1.171786 | 3.841466 | 0.2790 |

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

أما إحصائية القيمة العظمى (Max Statistic) والذي يوضحها الجدول (5) فهي تشير إلى أن القيمة الاحصائية والبالغة (11.37) أصغر من القيمة الحرجة والبالغة (14.26) و (prob=0.13) وهو أكبر من 5% مما يعني لا وجود لعلاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الرأس المالي الثابت خلال مدة البحث وبالتالي لا يمكن استخدام نموذج تصحيح الخطأ والطريقة المناسبة في التقدير هي طريقة الانحدار الذاتي.

**الجدول (5) اختبار القيمة العظمى**

| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None | 0.252971 | 11.37442 | 14.26460 | 0.1364 |
| At most 1 | 0.029599 | 1.171786 | 3.841466 | 0.2790 |
| Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level | | | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level | | | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | |

## 4 – اختبار السببية (Granger Causality)

نستخدم هذا الاختبار من أجل تحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات فيما إذا كانت باتجاه واحد أو اتجاهين متبادلين أو كلا المتغيرين مستقلين عن بعضهما البعض ويتضح من الجدول (6) عدم وجود علاقة تبادلية ذات اتجاهين بين المتغيرات حيث أن العلاقة السببية أحادية الاتجاه (Unidirectional) تتجه من الناتج المحلي الإجمالي (GDP1) إلى التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت (INV1) عند مستوى معنوية 5% إذ أن قيمة (Prob=0.0009) وهي أقل من 5% وبذلك فإننا نرفض فرض العدم الذي ينص على أن الناتج المحلي الإجمالي لا يسبب التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت ونقبل الفرض البديل الذي ينص على أن الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية هو الذي يسبب التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت وليس العكس وتفسير ذلك نوجزه في طبيعة الاقتصاد الوطني الذي يعتمد بشدة على قطاع النفط كمصدر رئيسي للدخل الوطني والانخفاض الحاد للقطاعات الغير نفطية لمساهمتها في الناتج المحلي الإجمالي.

**الجدول (6) اختبار جرانجر للسببية**

| Pairwise Granger Causality Tests | | | |
|---|---|---|---|
| Date: 05/11/21 Time: 18:30 | | | |
| Sample: 1980 2020 | | | |
| Lags: 3 | | | |
| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
| INV1 does not Granger Cause GDP1 | 38 | 1.98236 | 0.1371 |
| GDP1 does not Granger Cause INV1 | | 7.13575 | 0.0009 |

## 5 – تقدير نموذج الانحدار الذاتي (Var)

بناء على اختبار السببية لجرانجر المبينة بالجدول (7) ومعايير تحديد درجة الإبطاء الزمني لنموذج (Var) المبينة بالجدول (3) حيث تم اختيار (3) فجوات زمنية عند تقدير نموذج (Var) وهو ما تشير اليه المعايير AIC، SC ،HQ وتوضح بيانات الجدول (7) نتائج تقدير نموذج (Var) حيث يظهر الجدول أعلاه أن كلا من GDP1(-1)، GDP1(-3) ، INV(-3) في الانحدار GDP1 لهم معنوية إحصائية وهذا يعني أن التغير الحاصل في الناتج المحلي الإجمالي في السنة السابقة والتغير الحاصل في الناتج المحلي الإجمالي عند الفترة الزمنية المتأخرة الثالثة بالإضافة إلى التغير الحاصل في التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت عند الفترة المتأخرة الثالثة يؤدي إلى تغير الناتج المحلي الإجمالي في السنة اللاحقة ويشير هذا الانحدار من خلال قيمة F والتي بلغت 24.37 كذلك أوضح الجدول أن المتغيرات الداخلة في هذا الانحدار تحدد 82% من التغير الحاصل في المتغير المستقل.

وكذلك يبين الجدول أن كلا من GDP1(-3)، INV1(-1) ، INV1(-3) في الانحدار INV1 معنوي وهذا يدل على أن التغير في الناتج المحلي الإجمالي عند الفترة الزمنية المتأخرة الثالثة والتغير في التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الفترة السابقة والفترة الزمنية المتأخرة الثالثة يؤدي إلى تغير التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في السنة اللاحقة ويوضح الجدول (7) معنوية هذا الانحدار من خلال قيمة F والتي بلغت 18.27 كذلك أوضح الجدول أن المتغيرات الداخلة في هذا الانحدار تحدد 77% من التغير الحاصل في المتغير المستقل.

**الجدول (7)المعاملات المقدرة لنموذج (Var)**

| Vector Autoregression Estimates | | |
|---|---|---|
| Date: 08/06/21 Time: 23:58 | | |
| Sample (adjusted): 1983 2020 | | |
| Included observations: 38 after adjustments | | |
| Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ] | | |
| | | |
| | GDP1 | INV1 |
| | | |
| GDP1(-1) | 0.663706 | -0.012856 |
| | (0.24674) | (0.07048) |
| | [ 2.68989] | [-0.18239] |
| | | |
| GDP1(-2) | 0.353831 | 0.101584 |
| | (0.23338) | (0.06667) |
| | [ 1.51609] | [ 1.52372] |
| | | |
| GDP1(-3) | -0.786226 | -0.131306 |
| | (0.20417) | (0.05832) |
| | [-3.85087] | [-2.25137] |
| | | |

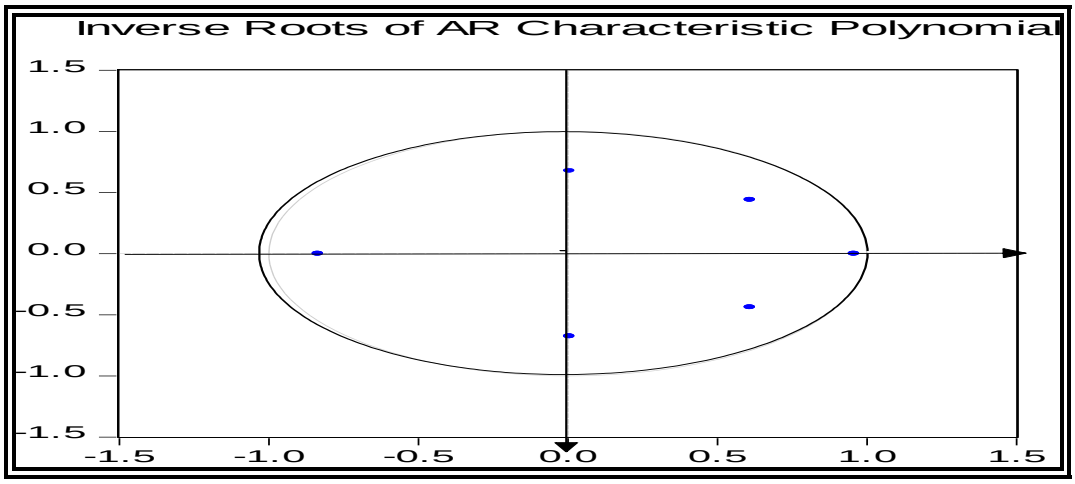
| | | |
|---|---|---|
| INV1(-1) | -1.439871 | 0.705848 |
| | (0.95573) | (0.27301) |
| | [-1.50657] | [ 2.58538] |
| | | |
| INV1(-2) | 1.507168 | -0.309499 |
| | (1.20505) | (0.34424) |
| | [ 1.25071] | [-0.89909] |
| | | |
| INV1(-3) | 2.657381 | 0.707803 |
| | (1.01823) | (0.29087) |
| | [ 2.60980] | [ 2.43341] |
| | | |
| C | 5122.580 | 1064.421 |
| | (3089.22) | (882.471) |
| | [ 1.65821] | [ 1.20618] |
| | | |
| R-squared | 0.825108 | 0.779591 |
| Adj. R-squared | 0.791258 | 0.736931 |
| Sum sq. resids | 4.70E+09 | 3.83E+08 |
| S.E. equation | 12309.72 | 3516.407 |
| F-statistic | 24.37537 | 18.27455 |
| Log likelihood | -407.9408 | -360.3287 |
| Akaike AIC | 21.83899 | 19.33309 |
| Schwarz SC | 22.14065 | 19.63475 |
| Mean dependent | 30758.75 | 7635.100 |
| S.D. dependent | 26942.83 | 6855.891 |
| | | |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 7.46E+14 |
| Determinant resid covariance | | 4.96E+14 |
| Log likelihood | | -750.7624 |
| Akaike information criterion | | 40.25065 |
| Schwarz criterion | | 40.85398 |
| Number of coefficients | | 14 |
| | | |

## 6 – دراسة صلاحية نموذج Var(3)

بعد تقدير نموذج الانحدار الذاتي (Var) نقوم باختبار صلاحيته وذلك وفق الآتي:

### أ – دراسة استقرارية نموذج (Var)

سوف نقوم باختبار الجذور متعددة الحدود وذلك للتأكد من استقرار النموذج حيث يؤكد هذا الاختبار على أن نتائج نموذج الانحدار الذاتي (Var) مستقرة اذا لم يكن هناك جذور تساوي الواحد الصحيح والشكل (3) يوضح أن جميع النقاط تقع جميعها داخل الدائرة مما يؤكد على ان النموذج مستقر.




**الشكل (3) اختبار جودة النموذج**

### ب – اختبار التوزيع للبواقي

يستخدم اختبار (Jarque –Bera) لفحص طبيعة السلاسل الزمنية حيث تنص فرضية العدم على أن سلسلة البواقي لها توزيع طبيعي حيث يوضح الجدول (8) نتيجة هذا الاختبار ونلاحظ من الجدول أن قيم الاختبار لجميع البواقي أكبر من القيمة الجدولية وهذا واضح في قيم (prob) حيث أنها اقل من 5% وبالتالي نقبل فرضية العدم أي أن جميع البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي.

**الجدول (8) اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي**

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. | |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 10.49939 | 2 | 0.0052 | |
| 2 | 10.73299 | 2 | 0.0047 | |
| Joint | 21.23238 | 4 | 0.0003 | |
| *Approximate p-values do not account for coefficient Estimation | | | | |

### 7 – دوال الاستجابة لرد الفعل وتحليل التباين

### أ – دوال الاستجابة لرد الفعل

إن الهدف الأساسي من تحليل الصدمات ودوال الاستجابة الدفعية هو قياس الأثر الناتج عن حدوث صدمة على المتغيرات ويظهر الجدول (9) نتائج تحليل الصدمات و دوال الاستجابة الدفعية لنموذج الانحدار الذاتي Var(3) من خلال بيانات الجدول أعلاه نلاحظ أنه عند أحداث صدمة عشوائية في المتغير GDP1 خلال الفترة (t=1) بمقدار ( Δ GDP1=12309.72) فإن ذلك لم يؤدي إلى أي تغير في

INV1 خلال نفس الفترة لكن خلال الفترة (t=2) ومع انخفاض مقدار الصدمة (Δ GDP1=4241.43) انخفض الناتج المحلي الإجمالي بشكل سلبي ليستمر بعد ذلك الاختلاف في التأثيرات تبعا لطبيعة الصدمة. أن أحداث صدمة عشوائية في المتغير INV1 خلال الفترة (t=1) بمقدار (Δ INV1=2218.27) أدت إلى تغير في GDP1 (Δ GDP1=2728.44) وخلال الفترة (t=2) ومع انخفاض مقدار الصدمة (Δ INV1=1565.76) أدى ذلك إلى انخفاض GDP1 وعليه يمكن القول أن تغير الصدمات عبر الفترات يؤثر في الناتج المحلي الإجمالي حسب طبيعة الصدمة.

**الجدول (9) نتائج تحليل الصدمات**

| | | |
|---|---|---|
| Response of GDP1: | | |
| Period | GDP1 | INV1 |
| | | |
| 1 | 12309.72 | 0.000000 |
| | (1412.02) | (0.00000) |
| 2 | 4241.433 | -3194.025 |
| | (1963.17) | (2151.49) |
| 3 | 8737.715 | -1031.081 |
| | (2091.94) | (2271.03) |
| 4 | 5233.818 | 5778.271 |
| | (2256.15) | (2956.02) |
| 5 | 8588.534 | 9253.052 |
| | (2662.21) | (3403.10) |
| 6 | 4060.242 | 9020.429 |
| | (3194.70) | (3926.18) |
| 7 | 5726.203 | 7762.864 |
| | (3122.30) | (4103.01) |
| 8 | 3544.850 | 6980.701 |
| | (3104.52) | (4438.62) |
| 9 | 5284.936 | 5810.671 |
| | (3084.70) | (4523.45) |
| 10 | 3654.010 | 4719.200 |
| | (3210.71) | (4341.61) |
| | | |
| | | |
| Response of INV1: | | |
| Period | GDP1 | INV1 |
| | | |
| 1 | 2728.441 | 2218.271 |
| | (476.912) | (254.453) |
| 2 | 1767.610 | 1565.761 |
| | (615.549) | (631.692) |
| 3 | 1599.157 | 459.6977 |
| | (618.838) | (747.854) |
| 4 | 1215.071 | 1098.767 |
| | (532.023) | (871.435) |
| 5 | 1877.237 | 1981.906 |
| | (591.466) | (988.644) |
| 6 | 1354.809 | 1987.643 |
| | (728.111) | (1003.84) |
| 7 | 1368.342 | 1632.558 |
| | (763.650) | (951.387) |

| | | |
|---|---|---|
| 8 | 1086.353 | 1541.510 |
| | (771.411) | (959.408) |
| 9 | 1305.219 | 1504.055 |
| | (787.713) | (1004.06) |
| 10 | 1093.848 | 1355.180 |
| | (840.885) | (1011.50) |
| | | |
| | | |
| Cholesky Ordering: GDP1 INV1 | | |
| Standard Errors: Analytic | | |
| | | |
| | | |

**ب – تحليل التباين**

أن الهدف من دراسة تحليل تباين خطأ التنبؤ هو معرفة مدى مساهمة كل متغير في تباين الخطأ وأظهرت نتائج اختبار تحليل التباين الواردة بالجدول (10) في الجزء الأول الذي يحلل مصادر التباين بالنسبة لمتغير التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت INV1 أنه في الفترة الأولى (1) فان 100% من التقلبات تعود إلى المتغير نفسه INV1 بينما إسهام متغير الناتج المحلي الإجمالي GDP1 هو 0% خلال الفترة الأولى وترتفع في الفترة الثالثة (3) لتصبح 2% وحتى الفترة العاشرة (10) وهي تمثل الأجل الطويل تكون 3% بينما يبقى إسهام متغير التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في التقلبات التي تحدث لهذا المتغير عالية وهي 96% في الفترة العاشرة والتي تمثل الأجل الطويل وهذا يعني أن التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت يساهم بنسبة ضئيلة في تفسير التقلبات في الناتج المحلي الإجمالي، في حين أن الجزء الثاني من الجدول (10) يوضح التقلبات التي تحدث في الناتج المحلي الإجمالي GDP1 في الأجل القصير أي خلال الفترة الاولى (1) مثلا مساهمة الناتج المحلي الإجمالي GDP1 في التقلبات التي تحصل في التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت هي 60% بينما مساهمة متغير الناتج المحلي الإجمالي GDP1 يفسر 39% من التقلبات التي تحدث في المتغير نفسه وخلال الفترة الثالثة والتي تعتبر ضمن الفترة قصيرة الأجل فإن مساهمة متغير الناتج المحلي الإجمالي من التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت انخفض إلى 50% ويكون إسهام المتغير نفسه أي الناتج المحلي الإجمالي GDP1 هي 49% من التقلبات التي تحدث في هذا المتغير أما في المدة العاشرة والتي تمثل الأجل الطويل فإن مساهمة متغير الناتج المحلي الإجمالي GDP1 في التقلبات التي تحدث في التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت INV1 ترتفع لتصبح 79%.

**الجدول (10) تحليل التباين**

| | | | |
|---|---|---|---|
| Variance Decomposition of INV1: | | | |
| Period | S.E. | INV1 | GDP1 |
| 1 | 3516.407 | 100.0000 | 0.000000 |
| 2 | 4235.702 | 99.94445 | 0.055550 |
| 3 | 4550.802 | 97.89847 | 2.101529 |
| 4 | 4836.681 | 98.10791 | 1.892090 |
| 5 | 5553.868 | 98.15974 | 1.840262 |
| 6 | 6052.411 | 97.15980 | 2.840197 |
| 7 | 6416.330 | 97.07731 | 2.922689 |
| 8 | 6687.728 | 96.72640 | 3.273602 |
| 9 | 6977.928 | 96.75049 | 3.249507 |
| 10 | 7191.975 | 96.68843 | 3.311572 |
| Variance Decomposition of GDP1: | | | |
| Period | S.E. | INV1 | GDP1 |
| 1 | 12309.72 | 60.20476 | 39.79524 |
| 2 | 13406.00 | 51.66695 | 48.33305 |
| 3 | 16035.32 | 50.72290 | 49.27710 |
| 4 | 17830.11 | 59.70480 | 40.29520 |
| 5 | 21847.08 | 72.51027 | 27.48973 |
| 6 | 23982.25 | 73.76315 | 26.23685 |
| 7 | 25849.56 | 76.54684 | 23.45316 |
| 8 | 27009.18 | 77.13108 | 22.86892 |
| 9 | 28128.11 | 78.73992 | 21.26008 |
| 10 | 28754.36 | 79.43330 | 20.56670 |
| Cholesky Ordering: INV1 GDP1 | | | |

**المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على برنامج (Eviews 10)**

ومن خلال التحليل السابق نتوصل إلى نتيجة رئيسية لهذا التحليل وهي أن إسهام التكويم الإجمالي لرأس المال الثابت في الناتج المحلي الإجمالي هو محدود الأثر في حين أن إسهام الناتج المحلي الإجمالي في التقلبات التي تحصل في التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت كبيرة والسبب الرئيسي لهذه النتيجة هو تركيبة الناتج المحلي الإجمالي في ليبيا والذي يعتمد في تكوين نسبة كبيرة منه على القطاع النفطي ومن ثم فإن التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت لا يشكل عاملا كبيراً في الناتج المحلي الإجمالي في ظل تدني مساهمة القطاعات الاقتصادية الغير نفطية كقطاع الزراعة و الصناعة و الخدمات وغيرها في تكوين الناتج المحلي الإجمالي وتعتمد في نموها على قيمة الناتج المحلي الإجمالي.

**النتائج والتوصيات**

من خلال هذه الورقة البحثية حاولنا تقدير نموذج قياسي لدراسة العلاقة السببية بين متغيرين اقتصاديين هما الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في ليبيا وقد توصلت هذه الدراسة إلى جملة من النتائج وهي:

1 – السلسلتان الزمنيتان للناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت غير مستقرتين في المستوى وهما تحتويان على جذر الوحدة حسب اختبار ديكي فللر الموسع واختبار فيلبس بيرون إلا أن السلسلتين استقرتا عند أخذ الفرق الاول.

2 – أوضحت النتائج بان العلاقة السببية هي في اتجاه واحد تتجه من الناتج المحلي الإجمالي إلى التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت وهذا يخالف إلى ما ذهبت اليه فرضية البحث بأن هناك علاقة تبادلية أي في الاتجاهين بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت.

3 – إن عدم إسهام التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الناتج المحلي الإجمالي يعود بطبيعة الحال إلى أن الناتج المحلي الإجمالي في ليبيا يشكله بدرجة أساسية هو قطاع النفط الذي لا يعتمد في نموه على التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في ظل تدني إسهام القطاعات الاقتصادية الغير نفطية مثل قطاع الزراعة والصناعة وغيرها من القطاعات الاخرى التي تعتمد في نموها بدرجة كبيرة على العائدات من القطاع النفطي.

4 – من خلال تحديد فترات الإبطاء الزمني بثلاث فجوات زمنية عند تقدير نموذج Var وهو ما أوضحته المعايير AIC، SC، HQ في تأثير التكوين الإجمالي لرأس المال الثابت على الناتج المحلي الإجمالي هناك دلالات واضحة جداً بشأن تأخير إدخال المشاريع الاستثمارية الجديدة لدائرة الاستثمارات.

**التوصيات**

1 – عدم طول فترات الإنشاء وكذلك الفجوة الزمنية بين بداية إنشاء مشروع ما وادخاله إلى حيز العمل مما يشير لحدوث تراكم في تكوين رأس المال الثابت مع بطء في التأثير على قيمة الناتج المحلي الإجمالي.

2 – ضرورة العمل على اصلاح الاختلالات الهيكلية للاقتصاد الليبي والمتمثل في تدني إسهام القطاعات الغير نفطية في تكوين الناتج المحلي الإجمالي الذي يحمي الاقتصاد الوطني من التقلبات التي تحدث في أسعار النفط وانعكاساتها السلبية .

## المراجع

1 - عبد القادر محمد، (2014) *الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق*، ط ،4، الدار الجامعية، الاسكندرية ، جمهورية مصر العربية ، ص 737

2-CHRISTOPHER. A. SIMS (1980)، "*Macroeconomics and Reality*"، Econometrica، Vol: 48، N° 01، PP(4 ; 6).

**3** - JAMES D. HAMILTON (1994)، *Time Series Analysis*، united Kingdom: Princeton university press، P (258).

**4 –** السواعي ، خالد ، (2011) ، *أساسيات القياس الاقتصادي باستخدام Eviews* ، دار الكتاب الثقافي، إربد، الأردن، ص 180 .

**5 –** مصبح عماد الدين ، (2006 ) ، محددات التضخم في سورية خلال الفترة ، (1970 – 2004) ، *مجلة العلوم الاجتماعية*، 34 ( 4) . https://mpra.ub.uni - muenchen.de/46982

**6 -** Dickey D. and Fuller W.(1981) 'The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root"، *Econometrics* ،N49: pp .1057-1072

**7 -** حسن كريم حمزة ، (2011) ، *العولمة المالية والنمو الاقتصادي*، ط 1 ، ، دار صفاء للنشر و التوزيع، عمان، الأردن.

**8 -** Greene، W. H. (2000). *Econometric analysis*، 4th Ed، Upper Saddle River، N J: Prentice Hall.

**9**- Salma Zahir, Kauser Hayat Aftab Haider, ( 2020 ), The Causality between Gross Fixed Capital Formation، Trade Deficit، Exchange Rate، and the Economic Growth of Pakistan" *Journal International Review of Management & Business Research* ، vol(9).4.

**10** – لزهر ساحلي، (2018)، تحليل العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت في الجزائر للفترة (1990 – 2016)، باستخدام تقنية أشعة الانحدار الذاتي (var)، *مجلة الباحث الاقتصادي*، المجلد (6) ، العدد (1) .

11 – نقار عثمان، العواد منذر، (2012)، استخدام نماذج (var)، في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرأسمالي في سوريه، *مجلة العلوم الاقتصادية والقانونية جامعة دمشق، كلية الاقتصاد*، المجلد (28)، العدد(2).

12 – سلام محمد، عبدالنبي محمد، (2014)، تحليل وقياس العلاقة بين الناتج المحلى الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت: دراسة مقارنة بين مصر والسعودية، *مجلة البحوث الاقتصادية والتجارية*، جامعة بورسعيد، العدد (4).

# The Causal Relationship Between The Gross Domestic Product (GDP) and The Gross Value of The Fixed Capital During The Period (1980 – 2020)

**Dr. Qasem Atya ljondi**

## Abstract

The aim of the research is to determine the direction of the causal relationship between the gross domestic product and the gross fixed capital formation using annual data for Libya (1980 - 2020). Gross fixed capital formation and this relationship appears in the short term، the variable GDP1 which expresses the gross domestic product whose data stabilized at the first difference، has contributed about 60% to the fluctuations that occur in the gross fixed capital formation and is symbolized by the symbol INV1، whose data stabilized at The first difference، according to the analysis of variance test، and thus the research concluded that the total fixed capital formation depends on the gross domestic product and that the improvement in the domestic product should be directed towards the total formation of fixed capital.

***Key words**: Gross domestic product – Gross fixed capital formation – autoregres*