Measuring And Analyzing The Relationship Between Gross Domestic Product And Gross Fixed Capital Formation For The Internal Trade Sector In Syria

Dr. Shakib Bshmani [*]
Ghadeer Alkosery [**]

(Received 18 / 2 / 2020. Accepted 13 / 8 / 2020)

□ ABSTRACT □

The aim of the research is to analyze the relationship between gross domestic product (GDP) and gross fixed capital formation (GFCF) for the internal trade sector in Syria and provide a mathematical model for the relationship between them, based on data provided by the Directorate of Planning and International Cooperation for each institution or company in the internal trade sector, using The self-regression vector model (VAR), and we came to the conclusion that: The gross domestic product affects the total fixed capital formation, which is consistent with the nature of the productive economy that characterizes the internal trade sector in Syria, and there is a rapid response to changes in the gross domestic product and its reflection on the total capital formation The fixed money for the internal trade sector in Syria, and the VAR model for the internal trade sector in Syria was reached by using a single slowdown period, and this model passed the validity tests, in terms of residual dependency of the natural distribution and the lack of a self-correlation between the remaining.

Key words: gross domestic product, internal trade sector, total fixed capital formation, the Vector Auto Regressive.

[*]**Associate Professor- Department Of Statistics & Programing, Faculty Of Economics- Tishreen University- Lattakia- Syria.**
[**]**Postgraduate Student (P.H.D) - Department Of Statistics And Programming- The Competence Of Population And Development- Tishreen University- Lattakia- Syria.**

قياس وتحليل العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لقطاع التجارة الداخلية في سورية

الدكتور شكيب بشماني*

غدير القصيري**

(تاريخ الإيداع 18 / 2 / 2020. قُبِل للنشر في 13 / 8 / 2020)

□ ملخّص □

هدف البحث إلى تحليل العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي (GDP) وإجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) لقطاع التجارة الداخلية في سورية وتقديم نموذج رياضي للعلاقة بينهما، اعتماداً على البيانات التي توفرها مديرية التخطيط والتعاون الدولي لكل مؤسسة أو شركة في قطاع التجارة الداخلية، باستخدام نموذج متجه الإنحدار الذاتي (VAR)، وتوصلنا لنتيجة مفادها أنه: يؤثر الناتج المحلي الإجمالي على إجمالي التكوين الرأسمال الثابت وهو ما يتفق مع طبيعة الاقتصاد الريعي الذي يتميز به قطاع التجارة الداخلية في سورية، وهناك استجابة سريعة لتغيرات الناتج المحلي الإجمالي وانعكاسها على اجمالي تكوين رأس المال الثابت لقطاع التجارة الداخلية في سورية وتم التوصل إلى نموذج VAR لقطاع التجارة الداخلية في سورية باستخدام فترة إبطاء واحدة، واجتاز هذا النموذج اختبارات الصلاحية، من حيث تبعية البواقي للتوزيع الطبيعي وعدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي. مما يدل على إمكانية استخدامه في التنبؤ.

الكلمات المفتاحية: الناتج المحلي الإجمالي، قطاع التجارة الداخلية، إجمالي تكوين رأس المال الثابت، متجه الإنحدار الذاتي.

* **أستاذ مساعد– قسم الإحصاء والبرمجة– كلية الاقتصاد– جامعة تشرين– اللاذقية– سورية.**

** **طالب دكتوراه– قسم الإحصاء والبرمجة(اختصاص سكان وتنمية) – كلية الاقتصاد– جامعة تشرين– اللاذقية– سورية.**

مقدمة:

يعد الناتج المحلي الإجمالي GDP (Gross Domestic Product) من أهم المؤشرات الاقتصادية الكلية لأي قطاع اقتصادي، إذ يعكس إجمالي نشاط المؤسسات والشركات وأدائها الاقتصادي خلال سنة ما، الذي بدوره ينعكس على الوضع الاقتصادي العام للدولة (نقار والعواد، 2012).

ومن ناحية أخرى يتميز الناتج المحلي الإجمالي بعلاقته المتبادلة مع حجم الإستثمارات الرأسمالية (مجمل تكوين رأس المال الثابتGFCF) (Gross Fixed Capital Formation). حيث يتأثر الناتج المحلي الإجمالي بحجم الإستثمارات، فكلما ازدادت هذه الإستثمارات وازدادت فعاليتها ازداد الناتج المحلي الإجمالي. وفي ذات الوقت فإن حجم الإستثمارات تتأثر في الناتج المحلي الإجمالي لأنها جزء من هذا الأخير(الجراح والمحيميد، 2014).

وتشير الأدبيات الاقتصادية والدراسات التطبيقية إلى وجود تأثير متبادل بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت، فالتغيرات الحاصلة في الناتج المحلي الإجمالي ينعكس أثرها على إجمالي تكوين رأس المال الثابت في فترات زمنية تالية، كما أن الناتج المحلي الإجمالي لا يتأثر باستثمارات نفس العام وإنما باستثمارات سنوات سابقة طبقاً لسرعة إدخال المشاريع الجديدة بالاقتصاد. وهذا الأثر تتم دراسته من خلال تحديد ما يسمى بفترات الإبطاء الزمني.

واتجاه العلاقة التبادلية بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت في قطاع التجارة الداخلية في سورية غير محدد، ومن هنا كان لا بد من دراسة العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لقطاع التجارة الداخلية في سورية، بغية فهم هذه العلاقة وبناء النموذج الرياضي الذي يمثلها.

مشكلة البحث:

تكمن مشكلة البحث في الإجابة عن التساؤل الآتي: ما هو اتجاه العلاقة التبادلية بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لقطاع التجارة الداخلية في سورية؟

أهمية وأهداف البحث:

يستمد هذا البحث أهميته من كونه يقدم دراسة للعلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لقطاع التجارة الداخلية في سورية، الأمر الذي يسهم في فهم طبيعة هذه العلاقة وحجم التأثير المتبادل وكيفية الإستفادة منها في تطوير قطاع التجارة الداخلية ودفع عجلة التنمية الاقتصادية. وهدفنا من خلال هذا البحث إلى:

1. تحليل العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لقطاع التجارة الداخلية في سورية.
2. تقديم نموذج رياضي للعلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لقطاع التجارة الداخلية في سورية.

فرضية البحث:

– لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لقطاع التجارة الداخلية في سورية.

منهجية البحث:

شملت الدراسة مؤشري (GDP, GFCF) لقطاع التجارة الداخلية ممثل بالمؤسسات والشركات التابعة لوزارة التجارة الداخلية وحماية المستهلك ذات الطابع التجاري (المؤسسة العامة لتجارة وتصنيع الحبوب، المؤسسة العامة الإستهلاكية، المؤسسة العامة لخزن وتسويق المنتجات الزراعية والحيوانية، المؤسسة العامة لتوزيع المنتجات النسيجية (سندس)، المؤسسة العامة للتجارة الداخلية للمعادن ومواد البناء (عمران))، وكذلك المؤسسات والشركات التي تمارس نشاط التجارة الداخلية وتتبع لجهات ووزارات أخرى(الشركة السورية لتخزين وتوزيع المواد البترولية (محروقات)، المؤسسة العامة للأعلاف). خلال الفترة (2000-2017). واعتمدنا بشكل رئيسي على البيانات التي توفرها مديرية التخطيط والتعاون الدولي في كل مؤسسة وشركة، واتبعنا في دراستنا هذه المنهج التاريخي والمنهج الوصفي التحليلي الذي يقوم على جمع البيانات وتحليلها واستخلاص النتائج، وكذلك المنهج القياسي (الكمي) باستخدام نموذج متجه الإنحدار الذاتي (Vector Auto Regressive (VAR. واستعنا في سبيل تحقيق ما سبق ذكره بالبرنامج الإحصائي Eviews 10.

الدراسات السابقة:

1-دراسة (نقار والعواد، 2012): "استخدام نماذج VAR في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرأسمالي في سورية".

هدفت هذه الدراسة إلى استنتاج نموذج قياسي مبني على نماذج VAR للتنبؤ بإجمالي الناتج المحلي في سورية، وكلك اجمالي التكوين الرأسمالي الثابت، ودراسة علاقة التأثير فيما بينهما.

خلصت هذه الدراسة إلى إستنتاج نموذج يمكن استخدامه في التنبؤ بإجمالي الناتج المحلي الإجمالي وكذلك إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت، إذ تم التنبؤ بحجمهما حتى عام 2015.

2- دراسة (محمد سلام، 2014): "تحليل وقياس العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت دراسة مقارنة بين مصر والسعودية".

هدفت هذه الدراسة إلى:

1. تحديد اتجاه العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت.
2. اختبار العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت.
3. تقدير العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت.
4. اختبار قدرة نماذج VAR في تحليل السلاسل الزمنية في التنبؤ واستخدامه في التنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي، وكلك بحجم إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت حتى عام 2017.

توصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية من اتجاه واحد بين المتغيرين في مصر كانت من إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى إجمالي الناتج المحلي الإجمالي، بينما العكس في السعودية حيث كانت العلاقة من إجمالي الناتج المحلي الإجمالي إلى إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت.

3-دراسة (Kanu& Ozurumba, 2014): "Capital Formation and Economic Growth in Nigeria"

"التكوين الرأسمالي والنمو الاقتصادي في نيجيريا".

هدفت هذه الدراسة إلى تحديد أثر تكوين رأس المال الثابت على النمو الاقتصادي في نيجيريا باستخدام نموذج VAR.

خلصت الدراسة إلى أنه في المدى القصير، لا يوجد تأثير كبير لإجمالي تكوين رأس المال الثابت على النمو الاقتصادي، بينما توجد على المدى الطويل علاقة طردية مع النمو الاقتصادي.

4-دراسة (Ray, 2013): ''An empirical investigation into causal relationship between gross fixed capital formation and stock price in India''.

"**اختبار وتقدير العلاقة السببية بين إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت وأسعار الأسهم في الهند**"

هدفت إلى دراسة تأثير مجمل تكوين رأس المال الثابت على أسعار الأسهم، وكذلك تقدير العلاقة السببية بينهما.

توصلت الدراسة باستخدام اختبار التكامل المشترك إلى وجود علاقة توازن في المدى الطويل بين المتغيرين وهو ما أكدته نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانسون كما أكد إختبار السببية لجرانجر إلى وجود علاقة سببية أحادية الإتجاه من أسعار الأسهم إلى مجمل تكوين رأس المال الثابت ولكن ليس العكس.

أوجه الشبه والإختلاف مع الدراسات السابقة:

تتشابه دراستنا مع الدراسات العربية من حيث المضمون في دراسة العلاقة بين الناتج المحلي الاجمالي ومجمل تكوين رأس المال الثابت وفي طريقة التحليل، لكنها تختلف من حيث مجال وزمان التطبيق إذ اقتصرت دراستنا على قطاع التجارة الداخلية في سورية. أما الدراسات الأجنبية فالشبه يقتصر على طريقة التحليل، وتتمايز عنها بالمتغيرات وفي مجال التطبيق أيضاً.

النتائج والمناقشة:

مفهوم التجارة الداخلية:

في معظم البلدان، تحتل التجارة الداخلية المرتبة الثانية أو الثالثة من بين أنواع النشاطات التي تولد الناتج الوطني(Gale, 2008). فهي كانت بمثابة خطوة أولى في التحليل للاقتصاديين، حيث اعتبر الاقتصاديون الكلاسيكيون الأوائل أن النشاط الإنتاجي يتكون من تغيير الشكل فقط، واضاف ماركس النظر في مدخلات العمل في النقل والتخزين وغيرها إلى المناولة المادية. ولكن مع وفرة السلع الاستهلاكية في الاتحاد السوفيتي، أصبحت تجارة التجزئة تشمل عرض البضائع من قبل البائعين من خلال توفير المعلومات وبعض الإعلانات التنافسية (Goldman, 1993). وأدركت النظرية الاقتصادية غير الماركسية منذ فترة طويلة أن رضا المستهلك وبالتالي الإنتاج يتعزز من خلال التجارة بين المتخصصين في مختلف المجالات من إنتاج السلع الأساسية إلى خدمة التوزيع التي تضع البضائع الجاهزة في الوقت والمكان الذي يريده المستهلكون.

ولقد عززت الثورة الصناعية بشكل كبير التخصص والمعاملات بين المؤسسات والشركات والأطراف المشاركة في جميع الخطوات الرأسية من المواد الخام للوصول إلى إنتاج السلع الاستهلاكية التامة الصنع. في حين أن مثل هذه المعاملات يمكن أن تحدث بين المؤسسات ذات الملكية المشتركة (الحكومية على سبيل المثال) (Gale, 2008).

فالتجارة الداخلية تعني المعاملات بين الوحدات المستقلة التي يتم تنسيق أنشطتها من خلال معاملات السوق داخل الحدود السياسية للدولة، ومن هنا تختلف التجارة الداخلية عن التجارة الخارجية، حيث أن الأخيرة تنطوي على معاملات تتجاوز حدود السلطة السياسية للدولة والتي عادةً ما تفرض قيوداً على التجارة تحول دون التخصص الجغرافي في الإنتاج أو التنقل الجغرافي للعمال ورأس المال.

وتُعرف التجارة الداخلية أيضًا بالتجارة المحلية، وكما يوحي الاسم، فهي تجارة السلع المحلية داخل الحدود الجغرافية للأمة. وبالتالي فإن بيع وشراء السلع أو الخدمات التي تتم داخل أي بلد هو التجارة الداخلية (Albrecht& Tombe, 3 201). حيث لا يتم فرض ضرائب الاستيراد/ التصدير أو الرسوم الجمركية، بل يتم تطبيق ضرائب الحكومة المحلية فقط.

أهمية التجارة الداخلية:

تتمثل أهمية التجارة الداخلية بالنقاط التالية: (ممدوح، 2019)

1-تسهم التجارة الداخلية في تنشيط الدورة الاقتصادية داخل الدولة.

2-تساعد التجارة الداخلية في ربط القطاعات مع بعضها البعض من أجل تحقيق الاكتفاء الذاتي.

3-يتم توصيل السلع والخدمات إلى المستهلكين بأسعار مناسبة.

4-تعمل التجارة الداخلية على تنشيط استعمال العملة المحلية.

5-تساعد في القضاء على ظاهرة البطالة من خلال توفير فرص عمل.

التجارة الداخلية في سورية:

تحتل التجارة الداخلية موقعاً مهماً في الاقتصاد الوطني، وشأنها شأن جميع فروع الاقتصاد الوطني، حيث كانت تخضع لقوانين الاقتصاد الحر حتى ثورة الثامن آذار 1963 حين بدأت عمليات التحويل الاجتماعي. وزاد الاهتمام بقطاع التجارة الداخلية لأثره في تسريع وتائر الإنتاج وتلبية حاجة السوق المحلية من مختلف السلع، وذلك بما يتناسب مع خطط التنمية المتعاقبة والطموحة. وتتولى وزارة التجارة الداخلية وحماية المستهلك الإشراف على قطاع التجارة الداخلية في سورية، حيث تم إحداثها بعد سلسلة من التعديلات في التسمية والمهام. وقد بدأ الإهتمام بالتجارة الداخلية في سورية في العام 1960 حيث تم إحداث وزارة التموين بالقانون رقم /122/ لعام 1960 وعهد إلى الوزارة الجديدة شؤون التموين بموجب أحكام المرسوم التشريعي رقم /158/ لعام 1969 حيث حلت عبارة وزارة التموين والتجارة الداخلية محل وزارة التموين. وفي عام 2003 صدر المرسوم رقم /69/ الذي تم بموجبه دمج وزارة التموين والتجارة الداخلية مع وزارة الاقتصاد والتجارة الخارجية بوزارة موحدة تحمل اسم وزارة الاقتصاد والتجارة. وبموجب المرسوم رقم /46/ لعام 2012 تم إحداث وزارتين باسم وزارة التجارة الداخلية وحماية المستهلك ووزارة الاقتصاد والتجارة الخارجية، وتولت وزارة التجارة الداخلية وحماية المستهلك المهام التي كانت تتولاها وزارة التموين والتجارة الداخلية.

علاقة الناتج المحلي الإجمالي GDP بمجمل التكوين الرأسمالي الثابت GFCF:

لبيان اتجاه وطبيعة العلاقة بين كل من GDP و GFCF ينبغي النظر لها في إطار توزع ديناميكي احتمالي وهو ما يعبر عنه من خلال نموذج VAR، حيث يعالج هذا النموذج كل المتغيرات بصورة متماثلة وبدون شرط إقصاء مع إدخال فترات إبطاء زمنية لكل المتغيرات في كل المعادلات ليعطي للنظام الطبيعة الديناميكية، ومن خلال إدخال عنصر الزمن بعين الإعتبار فإن هذا النموذج من شأنه أن يميز بين الإستجابة القصيرة الأجل والإستجابة طويلة الأجل للمتغير التابع لوحدة التغير في قيمة المتغيرات المستقلة، وبسبب اعتماد هذا النموذج على حالات التباطؤ الزمني فهذا يتطلب الاعتماد على معيار لتحديد فترات الإبطاء في الاختبار وتحديد النموذج الأمثل. وأفضل اختبار لذلك هو Schwarz ومعيار Likelihood ومعيار AIC وهي متضمنة ضمن النتائج التي يتحصل عليها من اختبارات VAR في برنامج الاقتصاد القياسي (شيخي، 2011).

بناء نموذج VAR:

قام باقتراح هذا النموذج Sims في عام 1981 (SIMS, 1981) ويمكن كتابة النموذج العام VAR على الشكل الآتي:

$$\Phi(B)Y_t = \varepsilon_t \qquad (1)$$

إذ: Y_t: سياق عشوائي ذو n بعداً مستقراً من المرتبة الثانية.

$\Phi(B)$: كثير حدود مصفوفي من الدرجة p بمعامل الإبطاء الزمني B ويكتب كما يأتي:

$$\Phi(B) = \Phi_0 - B\Phi_1 - B^2\Phi_2 \dots\dots\dots B^P\Phi_P \qquad (2)$$

Φ_0: مصفوفة أحادية من المرتبة n

ε_t: سياق الضجة البيضاء ذو n بعداً، مصفوفة تغايراته هي: Ω ويفسر هذا السياق بأنه تجديد للسياق العشوائي Y_t.

يمكن أيضاً كتابة النموذج VAR على شكل مجموعة من المعادلات كما يأتي: (Shumway& Stoffer, 2006)

$$Y_{1t} = \Phi_{11}^{(1)}Y_{1,t-1} + \cdots + \Phi_{11}^{(p)}Y_{1,t-p} + \cdots + \Phi_{1n}^{(1)}Y_{n,t-1} + \cdots + \Phi_{1n}^{(t)}Y_{n,t-p} + \varepsilon_{1,t} \quad (3)$$

$$Y_{nt} = \Phi_{n1}^{(1)}Y_{1,t-1} + \cdots + \Phi_{n1}^{(p)}Y_{1,t-p} + \cdots + \Phi_{nn}^{(1)}Y_{n,t-1} + \cdots + \Phi_{nn}^{(p)}Y_{n,t-p} + \varepsilon_{n,t} \quad (4)$$

يظهر لنا بشكل واضح أن كل معادلة هي عبارة عن معادلة انحدار لعنصر من الشعاع t على ماضيه وماضي العناصر الأخرى من الشعاع. ونجد في هذه المعادلات نوعاً من الإنتظام الإحصائي في إدخال المتغيرات، وبشكل خاص أخذ التغيرات الديناميكية المتبادلة بين هذه المتغيرات بالحسبان.

ويتطلب بناء النموذج VAR ما يأتي:

1. أن تكون السلاسل الزمنية المستخدمة مستقرة، أي لا تحوي جذر الوحدة.
2. تحديد عدد مدد الإبطاء الزمنية التي ستعتمد في النموذج.
3. دراسة علاقة السببية بين المتغيرات.

الحالة التطبيقية:

1-قاعدة البيانات:

نعرض في الجدول الآتي سلسلتين زمنيتين تمتدان من عام 2000 لغاية عام 2017 لإجمالي الناتج المحلي (GDP)، وإجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) لقطاع التجارة الداخلية في سورية.

جدول (1): تطور (GDP) و (GFCF) لقطاع التجارة الداخلية في سورية (ألف ل.س) 2000-2017 بالأسعار الجارية

العام	GDP	GFCF	العام	GDP	GFCF
2000	63189248	239423	2010	123742173	1481823
2001	107490219	289867	2011	-240953044	1389288
2002	90878770	343122	2012	-251263295	643342
2003	142256949	367694	2013	-94243703	1507187
2004	186795419	753746	2014	-85260743	1724879
2005	205281431	897531	2015	112716394	2023895
2006	288773536	1161834	2016	124290567	3632895
2007	313434168	1581286	2017	75261480	2569069
2008	371790289	1829383			
2009	-9908498	2404750			

المصدر: إعداد الباحث بالإعتماد على بيانات مديريات التخطيط والتعاون الدولي لمؤسسات وشركات التجارة الداخلية في سورية.

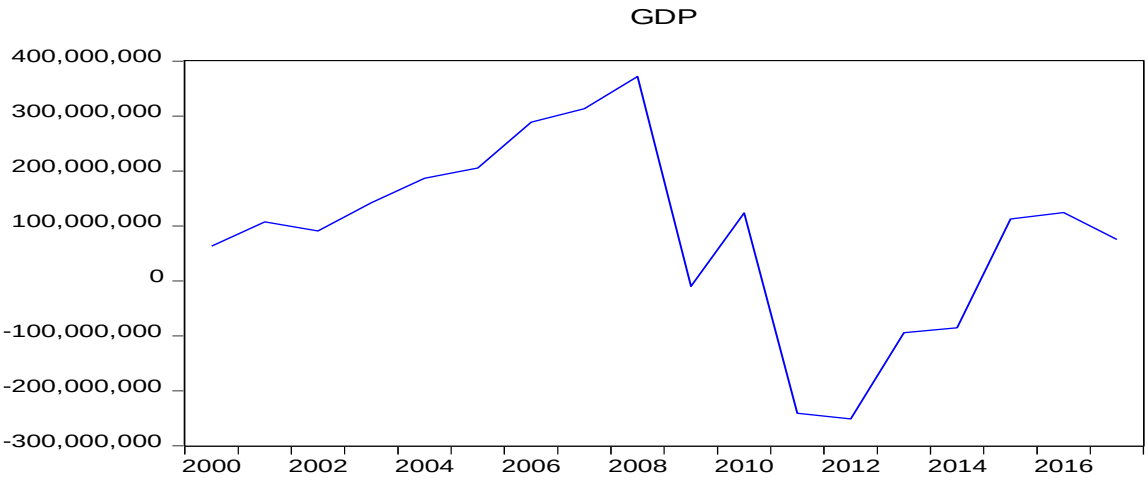
نلاحظ من الجدول السابق تطور كل من (GDP) و (GFCF) لقطاع التجارة الداخلية في سورية خلال الزمن:

– من خلال السلسلة الزمنية المتعلقة بمتغير الناتج المحلي الإجمالي نلاحظ أنه قد إرتفع من (63189248) ألف ليرة سورية عام 2000 إلى (75261480) ألف ليرة سورية في عام 2017، وبزيادة إجمالية قدرها (12072232) ألف ليرة سورية تشكل (19.1%) من سنة الأساس، وبمتوسط معدل نمو سنوي متزايد قدره (1%).

– من خلال السلسلة الزمنية المتعلقة بمتغير مجمل تكوين رأس المال الثابت نلاحظ أنه قد إرتفع من (239423) ألف ليرة سورية عام 2000 إلى (2569069) ألف ليرة سورية في عام 2017، وبزيادة إجمالية قدرها (2329646) ألف ليرة سورية تشكل (973%) من سنة الأساس، وبمتوسط معدل نمو سنوي متزايد قدره (15%).

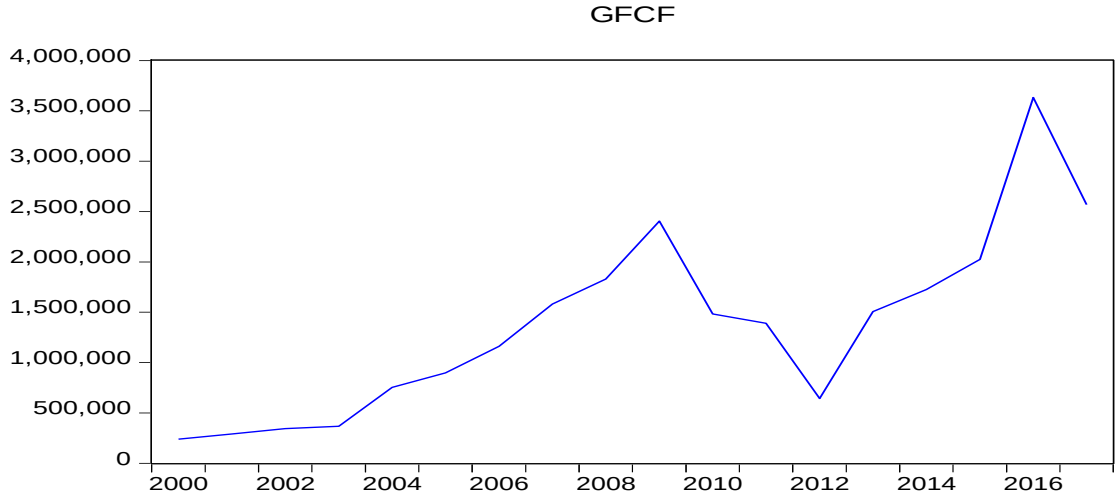
2–عرض السلاسل الزمنية:

للتعرف على الشكل البياني لكل من السلسلتين لبيان فيما إذا كانتا مستقرتان أم لا، يوضح الشكلان الآتيان ذلك:



الشكل (1): تطور إجمالي الناتج المحلي من عام 2000 لغاية 2017.

المصدر: اعداد الباحث بالإعتماد على بيانات الجدول (1) ومخرجات البرنامج Eviews 10



الشكل (2): تطور إجمالي تكوين رأس المال الثابت من عام 2000 لغاية 2017.

المصدر: اعداد الباحث بالإعتماد على بيانات الجدول (1) ومخرجات البرنامج Eviews 10

يظهر الشكلان (1) و(2) بصورة واضحة عدم استقرار السلسلتين، ولكنهما لا يبينان هل يعود عدم الإستقرار لوجود جذر الوحدة (Unit Root) أم لا، لهذا لا بد لنا من اختبار جذر الوحدة.

3-اختبار الإستقرار:

نظراً لأن معظم السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية تتصف بخاصية عدم الاستقرار وبالتالي وجود الانحدار الزائف والذي يحسب من العلاقة:

$$\Delta X_t = \varphi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} ai\,(X_{t-i} - X_{t-i-1}) + \varepsilon_t \qquad (5)$$

إذ: φ=p−1

ومن ثم نختبر استقرار هاتين السلسلتين لتحديد الخصائص غير الساكنة (non− stationary) لكلا السلسلتين على حد سواء في المستويات (levels) أو في الفروق التالية، حيث يستخدم اختبار ديكي فوللر (DF) أو إختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) والذي سنعتمده في هذه الدراسة. وتكون فرضية العدم لهذا الإختبار هو وجود جذر الوحدة بالسلسلة الزمنية أي أن السلسلة غير مستقرة: $H_0: \varphi = 0$ فإذا تبين نتيجة الإختبار أن السلسلة الزمنية غير مستقرة وتحوي جذر الوحدة نقوم بتحويلها إلى سلسلة مستقرة بتطبيق مرشح الفروق الأولى $\Delta = (1 - B)$، ثم نقوم باختبار السلسة الناتجة فإن لم تكن مستقرة نطبق مرشح الفروق الأولى مرة ثانية، ونعيد الكرة حتى تصبح السلسة مستقرة. وبتطبيق اختبار ديكي فوللر الموسع تم الحصول على النتائج المبينة بالجدول رقم (2) التالي:

جدول (2) نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) على بيانات GDP و GFCF*

المتغير	البيان	t-Statistic	Prob.	القيم الحرجة		
				%1	%5	%10
GDP	Level	1.88-	0.33	3.88-	3.05-	2.66-
	1^{st} Difference	5.01-	0.00	3.92-	3.06-	2.67-
GFCF	Level	1.45-	0.52	3.88-	3.05-	2.66-
	1^{st} Difference	3.22-	0.04	4.05-	3.11-	2.70-

*تم تقريب النتائج لرقمين عشريين

المصدر: اعداد الباحث بالإعتماد على بيانات الجدول (1) ومخرجات البرنامج Eviews 10.

يتضح من الجدول (2) :

سلسلة المتغير GDP: نلاحظ ان القيمة المطلقة لـ ADF المحسوبة عند المستوى Level (1.88) وهي أصغر من القيم المطلقة للقيم الحرجة عند مستويات الدلالة المختلفة، فهنا لا نستطيع رفض فرضية العدم والقبول بوجود جذر الوحدة للسلسة GDP في المستوى. أما القيمة المطلقة لـ ADF المحسوبة عند الفرق الأول 1^{st} Difference (5.01) فهي أكبر من القيم المطلقة للقيم الحرجة عند مستويات الدلالة المختلفة، مما يعني أننا نستطيع رفض فرضية العدم بوجود جذر الوحدة، أي أن السلسلة GDP لا تحتوي على جذر الوحدة في الفرق الأول أي أنها متكاملة من الرتبة الأولى.

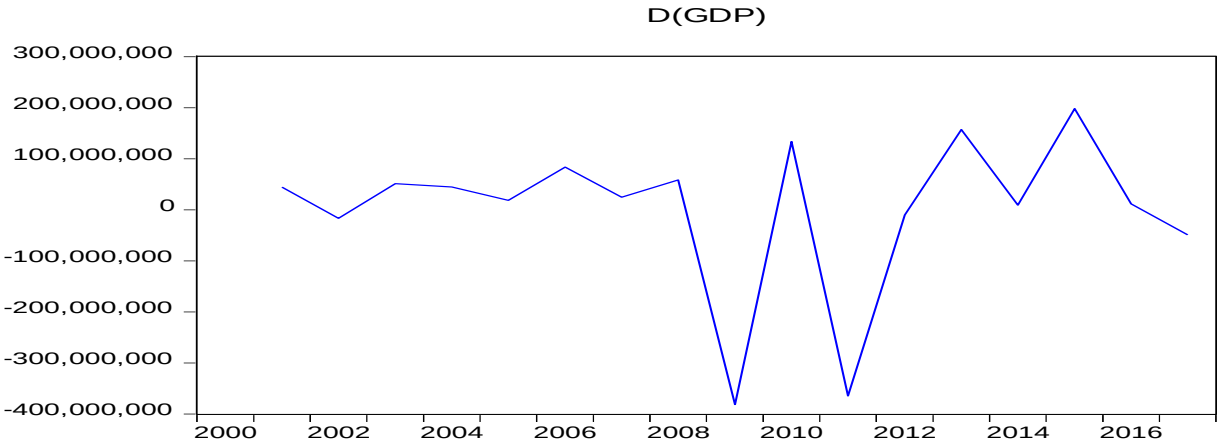
سلسلة المتغير GFCF: نلاحظ ان القيمة المطلقة لـ ADF المحسوبة عند المستوى Level (1.45) وهي أصغر من القيم المطلقة للقيم الحرجة عند مستويات الدلالة المختلفة، فهنا لا نستطيع رفض فرضية العدم والقبول بوجود جذر الوحدة للسلسة GFCF في المستوى. أما القيمة المطلقة لـ ADF المحسوبة عند الفرق الأول 1^{st} Difference (3.22) فهي أكبر من القيم المطلقة للقيم الحرجة عند المستويين (0.10) و(0.05)، مما يعني أننا نستطيع رفض

فرضية العدم بوجود جذر الوحدة، أي أن السلسلة GFCF لا تحتوي على جذر الوحدة في الفرق الأول أي أنها متكاملة من الرتبة الأولى.

مما سبق نجد أن السلسلتين GDP و GFCF متكاملتين من الرتبة الأولى.

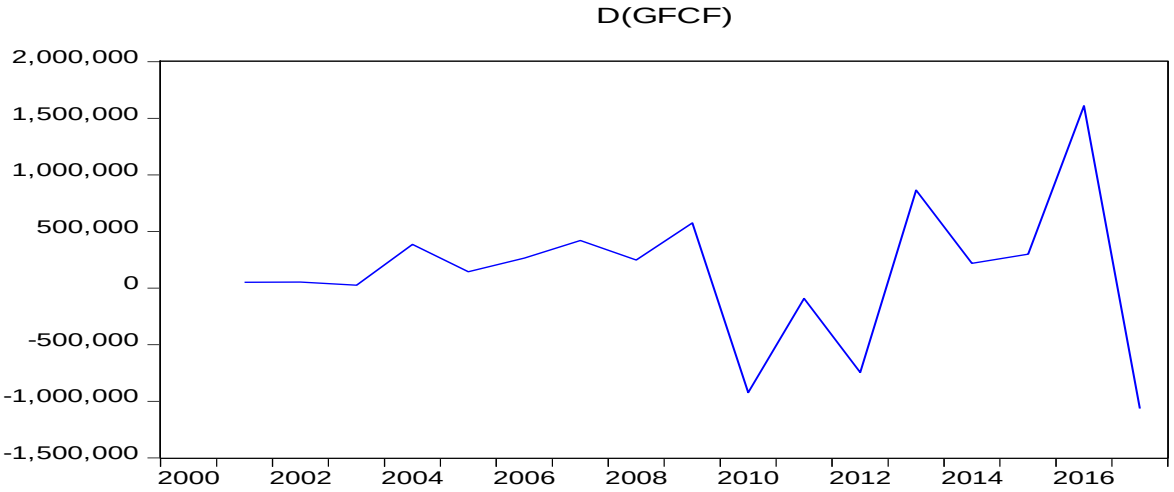
4-التمثيل البياني للسلاسل المستقرة:

لتحقيق الإستقرار للسلسلتين GDP و GFCF تم أخذ الفرق الأول وذلك تبعاً لنتائج الاختبار ADF وتم تمثيلها بيانياً كما يأتي:



الشكل(3) سلسلة الفروق الأولى للمتغير GDP.

المصدر: مخرجات البرنامج Eviews 10.



الشكل(4) سلسلة الفروق الأولى للمتغير GFCF.

المصدر: مخرجات البرنامج Eviews 10.

5-تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني:

لتحديد عدد فترات التباطؤ الزمني للسلسلتين GDP و GFCF تم استخدام العديد من المعايير كما هو مبين في الجدول (3) الآتي:

الجدول(3): معايير تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(GDP) D(GFCF)						
Exogenous variables: C						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-526.7869	NA	1.43e+28	70.50491	70.59932	70.50391
1	-517.9905	14.07415*	7.62e+27*	69.86540*	70.14862*	69.86239*
2	-517.0760	1.219311	1.20e+28	70.27680	70.74884	70.27178
* 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: مخرجات البرنامج Eviews 10.

يتضح من الجدول السابق أن قيم جميع المعايير تستقر بعد الخطوة الأولى وهي تشير إلى ضرورة أخذ فجوة زمنية واحدة، أي فترات الإبطاء المناسبة Lag في نموذج VAR هي فترة إبطاء واحدة.

6-إختبار السببية:

نقول عن المتغير العشوائي X أنه يسبب المتغير العشوائي Y إذا كانت هناك معلومات في ماضي X مفيدة في التنبؤ بـ Y وهذه المعلومات غير موجودة في ماضي Y. ويعتمد جرانجر على تباين خطأ التنبؤ $V[e]$ لدراسة السببية. فهو يرى أنه كلما كان هذا التباين ضعيف كان المتغير مفسراً تفسيراً جيداً، وبناء على ذلك فهو يميز بين أربعة أنواع من السببية: السببية باتجاه واحد، بالإتجاهين، الآنية والسببية المتباطئة الآجلة. (MIGNON & LARDIC S., 2002 .V). ولإختبار السببية أربع خطوات:

1-نقوم بتقدير المعادلة التالية باستخدام طريقة المربعات الصغرى:

$$Y_t = \Phi_1(B).Y_t + \Phi_2(B).X_t + \varepsilon_t \qquad (6)$$

إذ: $\Phi_1(\ )=\sum_{i=1}^{p} {}_{1i}.B_i$ و $\Phi_2(B)=\sum_{i=1}^{q}\Phi_{2i}.B_i$

ثم نحسب مجموع مربعات انحرافات القيم الفعلية عن القيم المقدرة ونرمز لها: SCR1

2-نقوم بتقدير المعادلة التالية:

$$Y_t = \Phi_1(B).Y_t + \varepsilon_t \qquad (7)$$

ثم نحسب مجموع مربعات انحرافات القيم الفعلية عن المقدرة ونرمز لها: SCR2

3-نحسب إحصائية الإختبار Fc من العلاقة:

$$Fc=\frac{(SCR2-SCR1)/P}{SCR1/(M-N)}$$

إذ: M= T- MAX(p, q) و N= p + q + 2

T: عدد المشاهدات. p: عدد التباطؤات الزمنية للمتغيرات الداخلية. q: عدد التباطؤات الزمنية للمتغيرات الخارجية

4-نضع فرضية العدم H_0 التي تقول أن: X_t لا تسبب Y_t، ثم نقارن Fc المحسوبة مع F_α الجدولية ونقبل الفرضية العدم إذا كان: Fc < F(P, (M−N)).

و بإجراء إختبار جرانجر للسببية، جاءت النتائج مبينة بالجدول (4) الآتي:

الجدول (4): اختبار Granger للسببية

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 12/13/19 Time: 04:02			
Sample: 2000 2017			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DGDP does not Granger Cause DGFCF	16	12.7731	0.0034
DGFCF does not Granger Cause DGDP		0.40706	0.5345

المصدر: مخرجات البرنامج Eviews 10.

يظهر الجدول (4) أن المتغير D(GDP) يسبب المتغير D(GFCF) مع فجوة زمنية واحدة عند مستوى الدلالة (5%)، إذ أننا نرفض فرضية العدم التي تنص على أنّ: المتغير D(GDP) لا يسبب المتغير D(GFCF). ونقبل فرضية العدم التي تنص على أن: المتغير D(GFCF) لا يسبب المتغير D(GDP).

وهذه النتيجة تتماشى مع طبيعة قطاع التجارة الداخلية الريعي في سورية، وأن التغيرات في إجمالي تكوين رأس المال الثابت لا تسهم في إحداث تغيرات ملموسة في الهيكل الإنتاجي لاقتصاد قطاع التجارة الداخلية السوري، كما أن فترة الإبطاء المحددة بالنموذج والمقدرة بفترة زمنية واحدة تشير إلى التأثير السريع لتغيرات الناتج المحلي الإجمالي في إجمالي تكوين رأس المال الثابت.

7-تقدير نموذج VAR:

بالنظر إلى نتائج معايير تحديد عدد فترات الإبطاء الزمني ومع وضوح أن فترات الإبطاء المناسبة هي فترة واحدة، وبتقدير نموذج VAR لهذين المؤشرين يعطي الجدول(5) الآتي نتائج التقدير:

الجدول(5): المعاملات المقدرة للنموذج VAR.

Vector Auto regression Estimates		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
	D(GDP)	D(GFCF)
DGDP(-1)	-2.282346	0.002730
	(0.26199)	(0.00076)
	[-1.07769]	[3.57395]
DGFCF(-1)	46.07977	-0.388521
	(72.2239)	(0.21055)
	[0.63801]	[-1.84527]
C	-10709214	214428.1
	(4.3E+07)	(125732)
	[-0.24831]	[1.70544]

المصدر: مخرجات البرنامج Eviews 10.

الجدول(6): نتائج تقييم النموذج VAR.

R-squared	0.109526	0.558891
Adj. R-squared	-0.027470	0.491028
Sum sq. resids	3.38E+17	2.87E+12
S.E. equation	1.61E+08	469896.1
F-statistic	0.799782	8.235570
Log likelihood	-323.4110	-230.0062
Akaike AIC	40.80138	29.12577
Schwarz SC	40.94624	29.27063
Mean dependent	-2014296	142450.1
S.D. dependent	1.59E+08	658650.2
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.66E+27
Determinant resid covariance		3.08E+27
Log likelihood		-551.7607
Akaike information criterion(AIC)		69.72008
Schwarz criterion		70.00980

المصدر: مخرجات البرنامج Eviews 10.

أما نموذج VAR المقدر لكل منهما فهو:

$$D(GDP) = -2.282346234794*DGDP(-1) + 46.0797701387*DGFCF(-1) - 10709213.8357 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(8)$$

$$D(GFCF) = 0.00272968598885*DGDP(-1) - 0.38852100277*DGFCF(-1) + 214428.108121 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(9)$$

8-اختبار البواقي:

من أجل التحقق من صحة النموذج المقدر يجب أن نتأكد من خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي وأنها غير مرتبطة ذاتياً.

-التوزيع الاحتمالي للبواقي: نستخدم اختبار Jarque-Bera (Bera& Jarque, 1981) كما يظهر في الجدول(6) التالي:

الجدول(7): اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي.

VAR Residual Normality Tests			
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)			
H0: residuals are multivariate normal			
Component	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	3.643982	2	0.1617
2	5.354472	2	0.4252
Joint	5.354472	4	0.2528

المصدر: مخرجات البرنامج Eviews 10.

يتضح من الجدول السابق أننا لا نستطيع رفض فرضية العدم لكل من البواقي الخاصة بالمعادلة الأولى والمعادلة الثانية، أي أن البواقي تخضع للتوزيع الطبيعي عند مستوى الدلالة (0.05).

-اختبار الإرتباط الذاتي للبواقي: نستخدم اختبار Ljung-Box (Ljung& Box, 1978) كما يأتي:

الجدول(8): اختبار الإرتباط الذاتي للبواقي.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
H0: no residual autocorrelations up to lag h					
Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	Df
1	1.193769	—	1.273353	—	—
2	6.018419	0.1978	6.787239	0.1476	4
3	7.192275	0.5160	8.231985	0.4111	8
4	12.44328	0.4108	15.23332	0.2289	12
5	15.06464	0.5199	19.04622	0.2663	16
6	19.20341	0.5086	25.66824	0.1771	20
7	22.85369	0.5284	32.15763	0.1231	24
8	24.19114	0.6714	34.83253	0.1748	28
9	24.42357	0.8287	35.36380	0.3123	32
10	24.58838	0.9251	35.80330	0.4779	36
11	24.72413	0.9722	36.23769	0.6403	40
12	24.82359	0.9913	36.63553	0.7768	44
*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.					
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution					

المصدر: مخرجات البرنامج Eviews 10.

يشير اختبار الإرتباط الذاتي إلى قبول فرضية العدم، الذي يعني عدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي عند مستوى الدلالة (0.05).

الاستنتاجات والتوصيات:

الاستنتاجات:

1-أظهرت نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع للتأكد من استقرار السلاسل الزمنية، أن السلسلة الزمنية لمتغير (GDP) ومتغير (GFCF) لقطاع التجارة الداخلية غير مستقرتين في المستوى، ولكنهما استقرتا عند أخذ الفروق الأولى وهذا يعني أنهما متكاملتان من الدرجة الأولى. وتنسجم هذه النتيجة مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ولكنها تصبح ساكنة في الفرق الأول أو الثاني (Gujarati,2003).

2-باختيار أنسب فترات التأخير وفقاً لنموذج VAR تبين أنها فترة واحدة.

3-بإجراء اختبار السببية وجدنا أن هناك علاقة سببية من اتجاه واحد، تتجه من نمو الناتج المحلي الاجمالي إلى نمو إجمالي تكوين رأس المال الثابت. وهذا يعني أن التغيرات في نمو (GDP) تساعد في تفسير التغيرات في (GFCF)، وهو ما يتفق مع طبيعة الاقتصاد الريعي الذي يتميز به قطاع التجارة الداخلية في سورية.

4–هناك استجابة سريعة لتغيرات الناتج المحلي الإجمالي وانعكاسها على اجمالي تكوين رأس المال الثابت لقطاع التجارة الداخلية في سورية.

5–تم التوصل إلى نموذج VAR لقطاع التجارة الداخلية في سورية باستخدام فترة إبطاء واحدة، واجتاز هذا النموذج اختبارات الصلاحية، من حيث تبعية البواقي للتوزيع الطبيعي وعدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي، مما يدل على إمكانية استخدامه في التنبؤ.

التوصيات:

1–بناءً على ما توصلت إليه الدراسة من نتائج فإننا نوصي بدعم وتطوير قطاع التجارة الداخلية لما له من دور كبير في تحقيق التنمية الاقتصادية في سورية.

2–نوصي باستخدام النموذج الذي تم التوصل اليه في التنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لقطاع التجارة الداخلية، من أجل تحسين مؤشرات التجارة الداخلية في سورية.

References:

-Naqqar o, Al,Awwad M, *Using VAR models to predict and study the causal relationship between gross domestic product and total capital formation in Syria*. Damascus University Journal for Legal Economic Sciences.2012; 28(2): 337-360.

-Muhammad Salam M. Analysis and Measurement of the Relationship between Gross Domestic Product and Gross Fixed Capital Formation A Comparative Study between Egypt and Saudi Arabia, Kafr El-Sheikh University. 2014, Reading Date 3/11/2019. https://www.researchgate.net/publication/307578480

- Al-Jarrah M, Al-Muhaimid A. Macroeconomic principles - concepts and basics. Fourth edition, King Saud University, Saudi Arabia, 2014, 398.

- Al-Nuaimi Q, Al-Adi I, Rajoub I. *Cumulative effect of fixed capital in Syria and its relationship to net domestic product: a statistical analytical study during the period 1990-2009*. Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies - Economic and Legal Sciences Series .2012; 34(3): 115-133.

- Kanu SI, Ozurumba BA. *Capital formation and economic growth in Nigeria*. Global Journal of human-social science: Economics. 2014;14(4):43-58.

- Ray S. *An empirical investigation into causal relationship between gross fixed capital formation and stock price in India*. American Journal of Business, Economics and Management. 2013;1(1):1-8.

-GALE T. Internal Trade, International Encyclopedia of the Social Sciences, 2008, 10 Sept. 2019. (<http://www.encyclopedia.com>).

- Meissner F. *Soviet Marketing: Distribution in a Controlled Economy*. Journal of Marketing (pre-1986). 1963; 27(4):127.

- Tombe T, Winter J. *Internal Trade and Aggregate Productivity: Evidence from Canada*. University of Calgary, 2012: 1-33.

- Mamdouh A. The difference between internal and external trade, the location of money makers. Reading date 2/11/2019. (http://www.money-makers.net)

- Sheikhi M. Econometrics Methods - Lectures and Applications, First Edition, Dar Al-Hamid for Publishing and Distribution, Jordan, 2011,435.

- Sims CA. Macroeconomics and reality. Econometrica: journal of the Econometric Society. 1980 Jan 1:1-48.

- Shumway RH, Stoffer DS. *Time series analysis and its applications*. Studies In Informatics And Control. 2000;9(4):375-6.
- Bera AK, Jarque CM. An efficient large-sample test for normality of observations and regression residuals. Australian National University, Faculty of Economics and Research School of Social Sciences; 1981.
-LARDIC S. et MIGNON V. "Econométrie des séries temporelles macroéconomiqueset financières" Ed. Economica-Paris.2002.
-Gujarati, D.N**.** Basic Econometrics, McGraw-Hill,New York. 2003.