

بناء مؤشر مركب لضغوط الطلب والتجارة وقياس أثره على النمو والتضخم في سورية

د. ديمة فارس*

(تاريخ الإيداع ٢٠٢٦/١/١٣ - تاريخ النشر ٢٠٢٦/٥/٤)

□ ملخص □

يبني البحث مؤشراً مركباً لضغوط الطلب والتجارة في سورية خلال الفترة ١٩٧١-٢٠٢٢ ويختبر أثره الديناميكي على النمو الاقتصادي والتضخم. يقوم التصميم المنهجي على تجميع خمس متغيرات حقيقية بالأسعار الثابتة لعام ٢٠٠٠ تمثل قنوات الطلب والتجارة وهي الإنفاق العام والاستهلاك الخاص والصادرات والمستوردات والاستثمار، ثم استخدام تحليل المكونات الرئيسية لاستخلاص مؤشر كامن يوضح الحركة المشتركة لهذه المتغيرات ويحد من مشكلة التعدد الخطي. تؤكد اختبارات الملاءمة صلاحية الاستخراج إذ بلغت قيمة KMO نحو ٠,٧١٧ وكان اختبار Bartlett معنوياً عند $p=0.000$ ، كما فسّر المكوّن الرئيسي الأول قرابة ٦٦,٧% من التباين الكلي بما يدعم اعتماد المؤشر كمقياس تلخيصي للضغط المركب. بعد ذلك تم فحص خصائص السلاسل الزمنية باختبار Phillips-Perron وتبين أن مؤشر ضغوط الطلب والتجارة ومعدل التضخم متكاملان من الدرجة الأولى I(١) بينما كان النمو الاقتصادي مستقرّاً عند المستوى I(٠). وبناءً على ذلك قُدّر نموذج الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR بعد اختيار فترة إبطاء مثلى مقدارها درجتان وفق أغلبية معايير المعلومات، ثم جرى تتبع انتقال الصدمات باستخدام دوال الاستجابة النبضية. تشير النتائج إلى أن صدمة موجبة في مؤشر ضغوط الطلب والتجارة تولد أثراً توسعياً قصيراً الأجل على النمو الاقتصادي يتلاشى سريعاً دون استمرار معنوي في الأجل المتوسط، في حين تُحدث أثراً انكماشياً معنوياً على التضخم في الأجل القصير قبل أن تضعف الاستجابة لاحقاً. يخلص البحث إلى أن المؤشر المقترح يوفر أداة كمية قابلة للتطبيق لرصد موجات الضغط في الاقتصاد السوري وتحسين قراءة مفاضلات السياسة الاقتصادية بين دعم النشاط الحقيقي واستقرار الأسعار ضمن بيئة تتسم بدرجة مرتفعة من عدم اليقين والتقلب.

الكلمات المفتاحية: مؤشر ضغوط الطلب والتجارة، تحليل المكونات الرئيسية PCA، نموذج SVAR، التضخم، النمو الاقتصادي.

* مدرس، قسم المحاسبة، كلية العلوم الإدارية، جامعة الوطنية الخاصة، حماة، سورية.

Constructing a Composite Demand and Trade Pressure Index and Assessing Its Impact on Growth and Inflation in Syria

Dima Fares*

(Received 13/1/2026.Accepted 4/5/2026)

□ABSTRACT □

This study constructs a composite index of demand and trade pressures in Syria over 1971–2022 and examines its dynamic effects on economic growth and inflation within a long-run time-series framework. The methodological design aggregates five real variables at constant 2000 prices that represent key demand and trade channels, namely government expenditure, private consumption, exports, imports, and investment. Principal Component Analysis is then employed to extract a latent index that captures the common movement across these variables and mitigates multicollinearity. The adequacy of the data for index construction is supported by a Kaiser–Meyer–Olkin value of 0.717 and a statistically significant Bartlett’s test ($p = 0.000$), while the first principal component explains approximately 66.7% of total variance, justifying the use of the composite measure as a summary indicator of the underlying pressure factor. Time-series properties are assessed using the Phillips–Perron test, showing that the TAD index and inflation are integrated of order one, $I(1)$, whereas economic growth is stationary at level, $I(0)$. A Structural Vector Autoregression (SVAR) model is subsequently estimated after selecting an optimal lag length of two according to the majority of information criteria, and shock transmission is evaluated through impulse response functions. The results indicate that a positive shock to the TAD index generates a short-run expansionary effect on economic growth that dissipates quickly without persistent statistical significance in the medium term, while producing a statistically significant short-run disinflationary effect that weakens over subsequent horizons. Overall, the proposed index offers an operational quantitative tool for tracking pressure waves in the Syrian economy and for informing policy trade-offs between supporting real activity and maintaining price stability under heightened uncertainty and volatility.

Keywords: Demand and Trade Pressure Index (TAD), Principal Component Analysis (PCA), Structural VAR (SVAR), Inflation, Economic Growth.

*Lecturer, Accounting Department, Faculty of Administrative Sciences, Al-Wataniya Private University, Hama, Syria

١ - المقدمة:

تشهد سورية خلال العقود الأخيرة تذبذباً واضحاً في مسارات الطلب الكلي والتجارة الخارجية بما انعكس على تقلبات النمو والتضخم عبر قنوات مترابطة تشمل الإنفاق العام والاستهلاك الخاص والاستثمار والصادرات والمستوردات. هذا التشابك يجعل تفسير التضخم والنشاط الحقيقي أقل دقة عندما تُفحص كل قناة على حدة لأن الإشارات قد تتعارض زمنياً ولأن الصدمات قد تعمل بشكل متزامن. تنطلق هذه الدراسة من ضرورة بناء قياس تجميعي قادر على تلخيص ضغوط الطلب والتجارة في مؤشر واحد قابل للتتبع والمقارنة، لذلك يتم تطوير مؤشر مركب لضغوط الطلب والتجارة بالاعتماد على تحليل المكونات الرئيسية بعد توحيد المتغيرات المكونة له، بما ينسجم مع اتجاه حديث في الأدبيات نحو مؤشرات ضغط مركبة تبين اختناقات التجارة وسلاسل الإمداد وتداعياتها على الأسعار والنشاط (Benigno et al., 2022). ثم تُختبر خصائص السلاسل الزمنية لضمان سلامة الاستدلال القياسي قبل الانتقال إلى التقدير الديناميكي. بعد ذلك تُعتمد مقاربة SVAR لتعريف الصدمات الهيكلية وقياس أثر صدمة المؤشر على النمو والتضخم عبر دوال الاستجابة، بما يسمح بتمييز الأثر السببي للصدمات ضمن قيود تعريفية واضحة بدلاً من الاكتفاء ببواقي مختزلة (Carriero et al., 2024). كما يستند تفسير العلاقة بين المؤشر والتضخم إلى أدبيات تفكيك التضخم إلى قوى طلب وعرض وبيان دور الضغوط التجارية واللوجستية في تفسير تغيراته، وهو ما يمنح المؤشر المركب محتوى اقتصادياً عند قراءة آثاره على التضخم والنمو (Firat & Hao, 2023). وعلى المستوى المحلي تدعم دراسات سورية حديثة الحاجة إلى نماذج ديناميكية تبين تفاعل التضخم مع متغيرات كلية متعددة ضمن الأجلين القصير والطويل، وهو ما يعزز مبررات اختبار الضغط المركب بدلاً من اختبار كل متغير منفرداً (نصرة وحيدر، ٢٠٢٤).

١-١ مراجعة الدراسات السابقة

(إسماعيل وقوشجي، ٢٠٢٣) بعنوان: أثر الزيادة في الموازنة العامة للدولة في تغير معدل تضخم الليرة السورية. درست هذه الورقة ما إذا كان نمو الموازنة العامة يفسر تغير التضخم في سورية. اعتمدت على بيانات زمنية وربطت معدل زيادة النفقات العامة بمعدل تضخم الليرة السورية باستخدام الارتباط والانحدار الخطي البسيط. ركزت منهجياً على قناة الطلب الكلي عبر الإنفاق العام بوصفه أداة مالية. خلصت النتائج إلى أن زيادة النفقات العامة لا تفسر تغير التضخم بشكل معنوي ضمن العينة المدروسة مما يشير إلى أن التضخم تحكمه عوامل أخرى تتجاوز الأداة المالية التقليدية في السياق السوري.

(نصره وحيدر، ٢٠٢٤) بعنوان: استخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة لدراسة تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية على معدل التضخم في سورية خلال الفترة ٢٠٢٢ - ٢٠٠٠. هدفت الدراسة إلى تحليل ظاهرة التضخم في سورية وقياس أثر مجموعة متغيرات اقتصادية تمثل قنوات طلب وعرض مثل سعر الصرف والنتائج المحلي بالأسعار الجارية والثابتة ومتوسط إنفاق الأسرة والبطالة خلال ٢٠٠٠ إلى ٢٠٢٢. استخدمت تقديرات انحدار بسيطة ضمن إطار تطبيقي مع توظيف نموذج ARDL لبيان ديناميكيات الأجلين القصير والطويل وفق ما ورد في الدراسة. بينت النتائج علاقات ضعيفة بين التضخم وكل من سعر الصرف

والناتج بالأسعار الجارية والإنفاق الاستهلاكي الأسري وعلاقة عكسية ضعيفة مع الناتج بالأسعار الثابتة مع بروز البطالة كأكثر المتغيرات تأثيراً ضمن نموذجهم.

The Global Supply Chain Pressure Index (Benigno et al., 2022)

قدمت الدراسة مؤشراً مركباً لضغوط سلاسل الإمداد العالمية بوصفه قياساً تجميعياً للصدمة التجارية واللوجستية التي تنتقل إلى الأسعار. طورت المؤشر ليمثل ضغط التجارة والتكاليف والنقل ثم اختبرت قدرته التفسيرية للتضخم عبر أسلوب الإسقاطات المحلية لقياس الاستجابة الديناميكية للتضخم لصدمة في المؤشر. أبرزت النتائج أن موجات التضخم الحديثة ترتبط بقوة بسلوك مؤشر ضغوط سلاسل الإمداد وبشكل أوضح على مستوى تضخم أسعار المنتج في الولايات المتحدة ومنطقة اليورو. هذا الإطار قريب من فكرة بناء مؤشر لضغوط التجارة ثم تتبع أثره على التضخم عبر ديناميكيات زمنية.

Demand vs. Supply Decomposition of Inflation A (Firat & Hao, 2023)

Toolkit for Real Time Analysis

عاجت الورقة سؤالاً مباشراً عن وزن عوامل الطلب مقابل العرض في تفسير التضخم عبر بناء سلاسل تضخم مدفوع بالطلب وتضخم مدفوع بالعرض لمجموعة دول باستخدام بيانات قطاعية للاستهلاك. طبقت منهجية تصنيف قطاعي تربط اتجاهات بواقى معادلات السعر والكمية لتمييز صدمات الطلب عن صدمات العرض ثم جمعت النتائج بأوزان إنفاق لاستخراج مساهمات كلية. أكدت النتائج أن التضخم المدفوع بالعرض أكثر حساسية لصدمة النفط وضغوط سلاسل الإمداد بينما يظهر التضخم المدفوع بالطلب استجابة أوضح لصدمة السياسة النقدية مع دلالات مهمة لتصميم السياسات. هذا يوفر أساساً نظرياً ومقارناً يساند تفسير مؤشر المركب كأداة لبيان ضغوط تجارة وعرض وربطها بمسار التضخم والنمو.

التعليق على الدراسات السابقة ومساهمة البحث:

تُظهر الدراسات السابقة أن تفسير التضخم والنمو في الاقتصادات التي تتعرض لصدمة متزامنة غالباً ما يُبنى إما على فحص متغيرات منفردة تمثل جانباً من الطلب أو التجارة أو على تطوير مؤشرات ضغط عامة ترتبط بظروف التجارة وسلاسل الإمداد، كما تميل بعض الدراسات التطبيقية محلياً إلى التركيز على نماذج ديناميكية مثل ARDL لقياس أثر مجموعة متغيرات كلية على التضخم ضمن الأجلين القصير والطويل. رغم أهمية هذه المساهمات، يبقى هناك قصور منهجي يتمثل في ضعف الدمج بين قياس مركب يوضح ضغط الطلب والتجارة في مؤشر واحد وبين اختبار أثره السببي على كل من النمو والتضخم ضمن إطار هيكلي يميز الصدمات. من هنا تأتي مساهمة البحث عبر ثلاث نقاط مترابطة: أولاً بناء مؤشر مركب لضغوط الطلب والتجارة بالاعتماد على تحليل المكونات الرئيسية بما يقلل مشكلة التعدد الخطي ويختزل الإشارات المتعددة في عامل كامن واحد قابل للتفسير والمقارنة عبر الزمن. ثانياً الانتقال من التوصيف أو الارتباط إلى القياس السببي عبر اعتماد نموذج SVAR لتعريف صدمات هيكلية مرتبطة بالمؤشر وقياس انتقالها ديناميكياً إلى النمو والتضخم باستخدام دوال الاستجابة النبضية. ثالثاً تقديم قراءة تطبيقية خاصة بسورية تربط بين مكونات الطلب والتجارة ضمن بنية واحدة وتوضح كيف تتفاعل صدمات الضغط المركب مع مساري التضخم والنشاط الحقيقي، بما يوفر قيمة تحليلية لصانعي السياسات عند تصميم أدوات مالية وتجارية تستهدف كبح التضخم دون الإضرار بالنمو.

٢-١ أهداف البحث:

- ١- بناء مؤشر مركب لضغوط الطلب والتجارة في سورية بالاعتماد على متغيرات الإنفاق العام والاستهلاك الخاص والصادرات والمستوردات والاستثمار باستخدام تحليل المكونات الرئيسية.
- ٢- اختبار خصائص السلاسل الزمنية للمؤشر ومتغيري النمو الاقتصادي والتضخم وتحديد درجة الاستقرار ورتبة التكامل تمهيداً لاختيار الإطار القياسي الملائم.
- ٣- قياس الأثر الديناميكي والهيكلي لصدمة المؤشر على النمو الاقتصادي والتضخم في سورية باستخدام نموذج SVAR ودوال الاستجابة النبضية لتفسير قنوات الانتقال والسياسات الممكنة.

٣-١ مشكلة البحث:

تتمثل مشكلة البحث في أن تفسير تقلبات التضخم والنمو الاقتصادي في سورية غالباً ما يتم عبر تحليل متغيرات منفصلة مثل الإنفاق العام أو التجارة الخارجية أو الاستثمار كل على حدة، وهو ما يؤدي إلى قراءة غير مكتملة لا تعكس الطبيعة المتداخلة لضغوط الطلب والتجارة ولا تميز بين الصدمات المترابطة التي قد تدفع الأسعار والنشاط الحقيقي في اتجاهات مختلفة. كما أن غياب مؤشر مركب يجمع هذه الضغوط في قياس واحد يحد من قدرة التحليل على تتبع موجات الضغط عبر الزمن وربطها ديناميكياً بمساري التضخم والنمو ضمن إطار هيكلي يتيح تفسيراً سببياً للصدمة وليس مجرد ارتباطات. لذلك تبرز الحاجة إلى بناء مؤشر مركب لضغوط الطلب والتجارة في سورية وقياس أثر صدماته على التضخم والنمو باستخدام منهجية قياسية ديناميكية وهيكلية تقدر قنوات الانتقال بوضوح. وبالتالي يكون التساؤل الرئيسي: هل يمكن بناء مؤشر مركب لضغوط الطلب والتجارة في سورية وقياس الأثر الديناميكي والهيكلي لصدمة هذا المؤشر على كل من النمو الاقتصادي والتضخم؟

٤-١ أهمية البحث:

تتبع أهمية البحث نظرياً من أنه يقدم إطاراً قياسياً يدمج بين فكرة المؤشر المركب وبين التحليل الهيكلي للصدمة، إذ يحول ضغوط الطلب والتجارة من مجموعة متغيرات متفرقة إلى عامل كامن واحد يمكن تتبعه وتحليله زمنياً، بما يعزز تفسير العلاقة بين قوى الطلب والتجارة من جهة ومساري التضخم والنمو من جهة أخرى ضمن بنية ديناميكية أكثر اتساقاً مع الواقع الاقتصادي. كما يضيف البحث قيمة منهجية عبر تقليل مشكلة التعدد الخطي واختزال المعلومات باستخدام تحليل المكونات الرئيسية ثم الانتقال إلى قياس الأثر السببي عبر نموذج SVAR ودوال الاستجابة النبضية، وهو ما يوسع أدوات التحليل في الأدبيات التي تكتفي غالباً بالارتباط أو النماذج غير الهيكلية. وتتبع الأهمية التطبيقية من أن النتائج توفر أداة قابلة للاستخدام لصناع القرار في سورية لرصد موجات ضغط الطلب والتجارة مبكراً، وتقدير حجم أثرها المتوقع على التضخم والنمو، بما يساعد على تصميم سياسات مالية وتجارية ونقدية أكثر دقة في توقيتها واتجاهها وتوازنها بين هدف استقرار الأسعار ودعم النشاط الاقتصادي.

٢-٢ منهجية البحث:

تعتمد الدراسة منهجاً كمياً قياسياً ضمن إطار السلاسل الزمنية لقياس العلاقة الديناميكية بين ضغوط الطلب والتجارة وكل من النمو الاقتصادي والتضخم في سورية خلال الفترة ١٩٧١-٢٠٢٢. يبدأ التطبيق

بالمنهج الوصفي التحليلي لتوصيف خصائص المتغيرات عبر الإحصاءات الوصفية واختبار التوزيع، ثم ينتقل إلى منهج بناء المؤشرات عبر تحليل المكونات الرئيسية Principal Component Analysis لاستخراج المؤشرات المركبة. بعد بناء المؤشر تُختبر استقرارية السلاسل الزمنية باستخدام اختبار Phillips-Perron ثم يُقدّر نموذج VAR ويُحوّل إلى نموذج SVAR لتعريف الصدمات الهيكلية وقياس أثر صدمة TAD على النمو والتضخم باستخدام دوال الاستجابة النبضية والتحقق من استقرارية النموذج عبر شروط الجذور. جرى تنفيذ الجزء القياسي باستخدام برنامج EViews13 لإجراءات اختبارات جذر الوحدة وتقدير VAR/SVAR واستخراج دوال الاستجابة واختبارات التشخيص، بينما استُخدم SPSS29 لاختبارات KMO و Bartlett ونتائج PCA الخاصة ببناء المؤشر.

٣- فرضيات البحث:

- ١- لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية لصدمات مؤشر ضغوط الطلب والتجارة (TAD) على النمو الاقتصادي في سورية خلال الفترة ١٩٧١-٢٠٢٢.
- ٢- يوجد أثر ذو دلالة إحصائية لصدمات مؤشر ضغوط الطلب والتجارة (TAD) على معدل التضخم في سورية خلال الفترة ١٩٧١-٢٠٢٢.

٤- متغيرات البحث:

- المتغيرات المستقلة: مؤشر ضغوط الطلب والتجارة والذي يمثل مكونات (الإنفاق - الاستهلاك - المستوردات - الصادرات - الاستثمار).
- المتغيرات التابعة: النمو الاقتصادي - معدل التضخم.

٥- المناقشة والنتائج:

١- الإطار النظري للبحث:

يرتكز الإطار النظري على منطق الطلب الكلي في اقتصاد مفتوح حيث يتحدد مسار النمو والتضخم عبر تفاعل مكونات الإنفاق مع قنوات التجارة وتمويلها. الإنفاق العام يوسع الطلب مباشرة عبر المشتريات والتحويلات ويعمل أيضاً كقناة لتثبيت الدورة الاقتصادية عندما تتراجع المداخل الخاصة أو تتزايد الصدمات، لكن أثره يعتمد على كفاءة التخصيص بين الإنفاق الجاري والاستثماري وعلى القدرة التمويلية. في سورية يظهر تذبذب الإنفاق العام الحقيقي عبر الزمن بما يعكس دورات توسع وانكماش مرتبطة بقيود الموازنة وتغير أولويات السياسة، كما تشير تطبيقات قياسية إلى لا تماثل أثر الإنفاق على النمو بحيث يكون الانكماش أكثر ضرراً من التوسعات إذا تراقق الإنفاق مع ضعف الكفاءة أو ضيق الموارد (Mrabet، ٢٠٢٣). الاستهلاك الخاص يمثل الطلب النهائي للأسر ويتأثر بالدخل الحقيقي والتوظيف والثقة وتغيرات الأسعار وسعر الصرف، وفي سورية يبدو أكثر استقراراً نسبياً من الاستثمار والتجارة لكنه يتعرض لصدمة القوة الشرائية عندما تتسارع الأسعار أو يحدث انتقال سريع لتقلبات العملة إلى الأسعار المحلية، وهو ما يجعل الاستهلاك قناة مركزية لانتقال التضخم إلى النشاط الحقيقي عبر ضغط المعيشة وتغير أنماط الإنفاق (World Bank، ٢٠٢٤).

ضمن نفس البنية يعمل قطاع التجارة الخارجية بوصفه محدداً مزدوجاً للنمو والتضخم في آن واحد. الصادرات ترفع الطلب الخارجي وتؤمن مورداً من النقد الأجنبي يخفف قيد الاستيراد وبتيح استمرار الإنتاج،

بينما المستوردات تؤدي دورين متعاكسين، فهي ترفع توفر السلع والمدخلات وتدعم العرض والنشاط عندما تتاح التمويلات، لكنها في الوقت نفسه قناة مباشرة لانتقال صدمات الأسعار العالمية وتكاليف النقل والاختناقات اللوجستية إلى المستوى العام للأسعار. لذلك لا يكفي تفسير التضخم أو النمو عبر متغير منفرد لأن موجات الضغط غالباً ما تكون مشتركة بين الطلب والتجارة وسلاسل الإمداد، وهو ما تدعمه أدبيات المؤشرات المركبة لضغوط التجارة وسلاسل الإمداد التي تظهر أن قياس الضغط في مؤشر واحد يعكس تغيراً متزامناً في عدة قنوات ويمكك قدرة تفسيرية أعلى لمسارات الأسعار مقارنة بالتجزئة (Benigno et al., 2022). في الواقع السوري يتوافق ذلك مع كون التجارة شديدة الحساسية لقيود النقد الأجنبي وتغير مسارات التوريد وتكاليف النقل، ما يجعل سنوات التحسن التجاري قصيرة ومركزة ثم تتبعها فترات انكماش أعمق.

أما الاستثمار فيمثل حلقة الربط بين الطلب القصير الأجل والطاقة الإنتاجية طويلة الأجل. نظرياً يرفع الاستثمار النمو عبر تراكم رأس المال وتحسين الإنتاجية، لكنه قد يصبح متقلباً عندما ترتفع المخاطر أو تتغير كلفة التمويل أو تتدهور التوقعات، وهو ما يجعل صدمته في الاقتصادات عالية عدم اليقين أكثر حدة من صدمات الاستهلاك. في سورية يظهر الاستثمار الحقيقي تقلباً مرتفعاً ما يعكس حساسيته للقيود المؤسسية والتمويلية ولتغيرات التجارة والطلب، لذلك قد لا يندمج دائماً مع الحركة المشتركة لبقية المكونات، وهو ما يدعم الحاجة إلى قياس مركب يميز موجات الضغط العامة حتى عندما يكون الاستثمار مدفوعاً بعوامل خاصة. ضمن هذا السياق يصبح التضخم والنمو الاقتصادي متغيرين ناتجين عن تفاعل هذه القنوات، التضخم يتأثر بقوة الطلب وبقنوات الكلفة والاختناقات وبالتمرير السعري المرتبط بتقلبات العملة وتكاليف الاستيراد، بينما النمو يتأثر بسرعة انتقال الصدمات إلى الإنتاج وتوفر المدخلات. تقارير دولية حديثة عن سورية تؤكد استمرار مستويات تضخم مرتفعة مدفوعة بعوامل تمرير سعر الصرف ونقص المعروض وتقييد التجارة والتمويل، ما يعزز منطق النمذجة الديناميكية التي تتعامل مع صدمات مشتركة لا مع علاقات ساكنة (World Bank, 2024). وعلى المستوى التطبيقي المحلي تظهر دراسات سورية أن تفسير التضخم عبر قناة واحدة مثل الإنفاق العام أو مجموعة محدودة من المتغيرات يعطي نتائج ضعيفة أو غير مستقرة، ما يدعم خيار المؤشر المركب ثم اختبار أثر صدمته ضمن إطار هيكل يميز الصدمات ويقراً الاستجابة عبر الزمن بدلاً من الاكتفاء بالارتباطات (إسماعيل وقوشجي، 2023) (نصرة وحيدر، 2024) (Carriero et al., 2024).

٢-٤ الإطار النظري والإحصائي للنماذج:

يبدأ الإطار المنهجي بتهيئة المتغيرات الكلية وتحولها إلى صورة قابلة للمقارنة عبر الزمن ثم توصيفها إحصائياً للتأكد من نطاقات التغير وعدم تماثل التوزيع. يتيح ذلك فهم سلوك الإنفاق والاستهلاك والتجارة والاستثمار والتضخم والنمو قبل الانتقال إلى بناء مؤشر مركب واختبارات السكون والتقدير الديناميكي. هذا التسلسل يضمن أن النتائج اللاحقة لا تُقرأ بمعزل عن خصائص البيانات الأولية (Jolliffe & Cadima, 2016):

$$z_{i,t} = (x_{i,t} - \mu_i) / \sigma_i \quad (1)$$

$$TAD_t = \omega_1 zCPS_t + \omega_2 zCPG_t + \omega_3 zEXPO_t + \omega_4 zIMPO_t + \omega_5 zINV_t \quad (2)$$

١- تحليل المكونات الرئيسية (التحليل العاملي):

يقوم بناء مؤشر ضغط الطلب والتجارة TAD على تحليل المكونات الرئيسية عبر توحيد المتغيرات أولاً ثم استخراج المكون الأول الذي يفسر أكبر حصة من التباين المشترك. تمثل الأوزان w متجه الأحمال للمكون الأول بعد المعايرة، وبذلك يصبح المؤشر تجميعاً خطياً يبين العامل الكامن الذي يحرك ضغوط الطلب والتجارة في آن واحد. تُفحص ملاءمة التطبيق عبر KMO واختبار Bartlett للتأكد من كفاية الترابطات لهيكل عامل مشترك قبل اعتماد المكون الرئيس (Kaiser, 1970).

٢- اختبار استقرارية السلاسل الزمنية:

لضمان صحة الاستدلال في النمذجة الديناميكية، يُختبر سكون السلاسل الزمنية قبل التقدير. يعتمد اختبار Phillips-Perron على اختبار جذر الوحدة مع تصحيح لا معلمي للارتباط الذاتي وتغير التباين في البواقي، ما يجعله مناسباً عندما لا تكون بنية الأخطاء معروفة بشكل دقيق. تُقرأ النتيجة بمقارنة الإحصائية المحسوبة بالقيم الحرجة أو عبر قيمة الاحتمالية لتحديد رتبة التكامل. (Phillips & Perron, 1988):

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$PP = \tau_{\alpha} \text{ مع تصحيح تباين HAC}$$

عملياً، يستخدم الاختبار مصفوفة تباين متسقة HAC تعتمد نافذة Newey-West ضمن تقدير كثافة طيفية عند الصفر، بحيث تُصح إحصائية الاختبار دون الحاجة لإضافة أزمنة إبطاء كثيرة كما في ADF. يحد هذا النهج من حساسية النتائج لاختيار الإبطاء، ويعالج مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين في أخطاء الانحدار (Newey & West, 1987).

٣- نموذج VAR و SVAR وشروطه واستقراره:

بعد تحديد رتب التكامل، يُقدّر نموذج VAR في صورته المختزلة لتوضيح الاعتماد المتبادل بين المتغيرات الثلاثة TAD و EG و INF عبر الإبطاءات. ثم تُحوّل البنية إلى نموذج SVAR لتميز الصدمات الهيكلية اقتصادياً، بحيث تُفرض قيود قصيرة الأجل على مصفوفة الأثر الآني بما ينسجم مع ترتيب سببي أو افتراضات تعريفية واضحة. هذا الإجراء يسمح بتفسير الاستجابات كأثار صدمات مستقلة على النظام وليس ابتكارات مختلطة (Sims, 1980):

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (4)$$

$$B_0 y_t = d + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$u_t = B_0^{-1} \varepsilon_t$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$$

في SVAR تتحقق هوية النموذج عبر قيود تعريفية كافية لتحقيق التعريف العالمي أو المحلي، وتُعد القيود الصفيرية المعاصرة في B_0 من أكثر الطرق شيوعاً لأنها تنتج نموذجاً محدداً تماماً عند تساوي عدد القيود مع عدد عناصر التباين المطلوب تفسيرها. كما تدعم أدبيات التعريف التحقق من قابلية التعريف وعدم التعددية في الحلول عند استخدام قيود غير خطية أو أنماط تعريف بديلة. (Rubio-Ramírez, Waggoner, & Zha, 2010).

يُختار طول الإبطاء p وفق معايير معلوماتية توازن بين جودة المطابقة وتكاليف التعقيد، لتقليل مخاطر الإفراط في الملاءمة أو نقص الديناميكية. تعتمد AIC و SC و HQ على دالة الاحتمال أو محدد مصفوفة

تباين البواقي مع عقوبة متزايدة مع عدد المعلمات. هذا الاختيار ينعكس مباشرة على استقرارية النظام ودقة دوال الاستجابة وتحليل التباين. (Akaike, 1974):

$$AIC(p) = \ln|\Sigma_u(p)| + 2k/T \quad (6)$$

$$SC(p) = \ln|\Sigma_u(p)| + (k \ln T)/T \quad (7)$$

$$HQ(p) = \ln|\Sigma_u(p)| + (2k \ln \ln T)/T \quad (8)$$

تُختبر استقرارية النموذج عبر شرط وجود جذور كثير حدود AR داخل الدائرة الواحدة، وهو ما يُعرض عادةً عبر الجذور العكسية ضمن دائرة الوحدة. بعد ذلك تُفسر ديناميكية الصدمات من خلال تمثيل المتوسطات المتحركة للنموذج الهيكلي لاشتقاق دوال الاستجابة النبضية مع فواصل ثقة، لتحديد اتجاه الأثر واستمراره وزمن الارتداد. (Pesaran & Shin, 1998):

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i} \quad (9)$$

$$IRF(h) = \partial y_{t+h} / \partial \varepsilon_t \quad (10)$$

تمثل الصدمات الهيكلية في نموذج SVAR آثار اقتصادية غير مرصودة لكنها قابلة للتفسير نظرياً وتتحرك بشكل مستقل عن بعضها ضمن نفس الفترة الزمنية. يتم تمييزها عن بواقي VAR المختزل لأنها ليست أخطاء تنبؤ إحصائية بل صدمات ذات معنى سببي (صدمة ضغط الطلب والتجارة). يتحقق ذلك عبر فرض قيود تعريفية على العلاقات الآتية بين المتغيرات بحيث تصبح الصدمات متعامدة وبوحدة تباين مما يسمح باشتقاق دوال استجابة تعكس الأثر السببي للصدمات وليس فقط ترابط ديناميكي. يتسق هذا المنطق مع الأدبيات الحديثة التي تؤكد أن جودة تفسير الصدمات تتوقف على استراتيجية التعريف وصدق القيود سواء عبر القيود المعاصرة أو أدوات خارجية أو مزج استراتيجيات تعريف متعددة لزيادة موثوقية التسمية الاقتصادية للصدمات (Carriero, Marcellino, & Tornese, 2024).

٣-٤ الإطار التطبيقي:

٣-٤-١ الإحصاءات الوصفية:

الجدول (١): متغيرات الدراسة والإحصاءات الوصفية لمتغيرات الإنفاق الكلي، التجارة الخارجية، الاستثمار، التضخم، والنمو الاقتصادي في

سورية

Year	الانفاق العام (ليرة سورية بأسعار ٢٠٠٠ الثابتة)	الاستهلاك الخاص (ليرة سورية بأسعار ٢٠٠٠ الثابتة)	الصادرات (ليرة سورية بأسعار ٢٠٠٠ الثابتة)	المستوردات (ليرة سورية بأسعار ٢٠٠٠ الثابتة)	الاستثمار (ليرة سورية بأسعار ٢٠٠٠ الثابتة)	معدل التضخم %	النمو الاقتصادي %
1970	1.7E+11	3.3E+10	6.01E+10	8.39E+10	3.14E+10	-	-
1971	1.9E+11	3.85E+10	5.72E+10	9.06E+10	3.49E+10	8.955815	8.152315
1972	2.3E+11	4.89E+10	6.05E+10	9.37E+10	4.36E+10	25.66072	-8.35413
1973	2E+11	4.62E+10	6.2E+10	8.88E+10	4.74E+10	-10.4699	19.35595
1974	2.83E+11	6.34E+10	6.41E+10	1.34E+11	4.91E+10	25.79577	27.73362
1975	3.08E+11	8.88E+10	8.25E+10	1.57E+11	6.79E+10	16.35158	11.72219
1976	3.22E+11	1.17E+11	7.25E+10	1.5E+11	7.25E+10	12.25445	6.937193
1977	3.6E+11	1.35E+11	6.96E+10	2.1E+11	6.95E+10	-1.79952	11.25586
1978	3.9E+11	1.17E+11	6.37E+10	1.81E+11	7.79E+10	9.94259	9.058308
1979	4.03E+11	1.19E+11	7.61E+10	2.05E+11	8.51E+10	0.887989	19.27186
1980	4.36E+11	1.45E+11	7.35E+10	2.04E+11	1.04E+11	14.50812	14.88202
1981	4.5E+11	1.48E+11	7.42E+10	1.87E+11	1.01E+11	7.755344	19.06166

1.739972	2.789087	1.1E+11	1.58E+11	7.49E+10	1.52E+11	4.3E+11	1982
4.130029	2.32034	1.13E+11	1.56E+11	7.73E+10	1.61E+11	4.28E+11	1983
11.26652	-7.61063	1.07E+11	1.55E+11	7.38E+10	1.63E+11	3.9E+11	1984
1.017046	9.350807	1.23E+11	2.15E+11	8.08E+10	1.71E+11	4.79E+11	1985
30.45032	-7.95293	1.02E+11	1.91E+11	7.37E+10	1.52E+11	4.41E+11	1986
25.68328	1.682282	8.68E+10	2.26E+11	8.8E+10	1.02E+11	5.19E+11	1987
23.44342	18.01114	7.51E+10	2.19E+11	9.87E+10	9.81E+10	5.92E+11	1988
30.02388	-13.6473	7.88E+10	2.31E+11	1.16E+11	8.92E+10	5.18E+11	1989
23.82257	3.739556	7.33E+10	2.34E+11	1.43E+11	9.98E+10	5.02E+11	1990
7.845198	7.666468	8.39E+10	2.37E+11	1.66E+11	1.03E+11	5.18E+11	1991
5.581941	12.97279	8.95E+10	2.69E+11	1.63E+11	1.37E+11	5.89E+11	1992
4.8839	6.150896	8.96E+10	2.67E+11	1.78E+11	1.39E+11	6.09E+11	1993
14.08968	7.213029	9.5E+10	2.74E+11	2.2E+11	1.68E+11	5.93E+11	1994
5.411553	7.02659	1.02E+11	2.74E+11	2.26E+11	1.68E+11	6.37E+11	1995
10.17108	9.825569	9.78E+10	2.63E+11	2.56E+11	1.67E+11	6.7E+11	1996
2.757122	5.023805	9.95E+10	2.59E+11	2.95E+11	1.59E+11	6.77E+11	1997
-0.71771	6.785305	1.04E+11	2.42E+11	2.97E+11	1.64E+11	7.13E+11	1998
7.442197	-3.55345	9.53E+10	2.7E+11	3.25E+11	1.6E+11	6.84E+11	1999
9.700986	0.675643	1.12E+11	2.64E+11	3.27E+11	1.56E+11	6.86E+11	2000
6.554118	1.047287	1.14E+11	2.91E+11	3.69E+11	1.78E+11	6.58E+11	2001
0.394124	3.954832	1.17E+11	2.91E+11	3.69E+11	1.78E+11	6.94E+11	2002
-1.43064	7.204435	1.37E+11	2.98E+11	3.08E+11	2.32E+11	7.77E+11	2003
10.32637	6.902959	1.7E+11	4.18E+11	3.81E+11	2.56E+11	8.7E+11	2004
11.95045	6.215078	1.59E+11	5.27E+11	3.75E+11	2.88E+11	1.02E+12	2005
9.096506	5.046196	1.37E+11	4.6E+11	4.53E+11	3.09E+11	9.14E+11	2006
10.76906	5.674592	1.58E+11	5.12E+11	4.59E+11	2.83E+11	1.05E+12	2007
15.95013	4.476673	1.51E+11	5.51E+11	4.49E+11	2.66E+11	1.18E+12	2008
-2.78022	5.912043	1.7E+11	4.25E+11	3.63E+11	2.97E+11	1.18E+12	2009
6.899265	5.191906	1.99E+11	4.89E+11	4.04E+11	3.37E+11	1.24E+12	2010
11.57408	2.850003	1.97E+11	4.1E+11	2.13E+11	3.81E+11	1.35E+12	2011
26.24626	-26.339	1.65E+11	2.23E+11	7E+10	1.86E+11	1.1E+12	2012
31.77019	-26.3001	1.6E+11	1.82E+11	4.86E+10	1.96E+11	7.71E+11	2013
37.09458	-10.3103	1.47E+11	1.55E+11	4.16E+10	1.27E+11	7.35E+11	2014
38.21455	-4.17979	1.2E+11	1.53E+11	3.97E+10	2.68E+11	5.63E+11	2015
36.87104	-6.40559	1.12E+11	1.49E+11	3.8E+10	2.36E+11	5.46E+11	2016
37.22094	-0.72328	1.1E+11	1.96E+11	4.94E+10	3.94E+11	4.19E+11	2017
13.18794	1.393176	1.08E+11	1.83E+11	4.23E+10	4.64E+11	3.53E+11	2018
19.83135	1.220705	1.05E+11	1.79E+11	4.68E+10	4.04E+11	4.13E+11	2019
61.58641	-0.69715	7.25E+10	1.58E+11	6.88E+10	4.48E+11	3.24E+11	2020
118.2741	1.854216	4.73E+10	3.52E+11	7.97E+10	5.55E+11	4.08E+11	2021
112.1437	0.732781	1.9E+10	3.25E+11	1.04E+11	6.64E+11	2.54E+11	2022

النمو الاقتصادي %	معدل التضخم %	الاستثمار (ليرة سورية بأسعار ٢٠٠٠ الثابتة)	المستوردات (ليرة سورية بأسعار ٢٠٠٠ الثابتة)	الصادرات (ليرة سورية بأسعار ٢٠٠٠ الثابتة)	الاستهلاك الخاص (ليرة سورية بأسعار ٢٠٠٠ الثابتة)	الاتفاق العام (ليرة سورية بأسعار ٢٠٠٠ الثابتة)	الإحصاءات الوصفية
EG	INF	INV	IMPO	EXPO	CPG	CPS	
3.135262	18.64546	2.03E+11	2.48E+11	1.67E+11	1.04E+11	5.90E+11	Mean
4.215752	11.42030	1.63E+11	2.23E+11	8.25E+10	1.02E+11	5.19E+11	Median
25.79577	118.2741	6.64E+11	5.51E+11	4.59E+11	1.99E+11	1.35E+12	Maximum
-26.33902	-8.354126	3.30E+10	8.39E+10	3.80E+10	1.90E+10	1.70E+11	Minimum

9.853217	23.45332	1.31E+11	1.15E+11	1.35E+11	4.07E+10	2.85E+11	Std. Dev.
-0.656977	2.805926	1.450698	1.057984	0.872335	0.277162	0.898807	Skewness
4.957393	11.93374	5.088070	3.527176	2.256311	2.862850	3.221671	Kurtosis
12.04204	241.1599	28.21838	10.50115	7.943261	0.720105	7.244562	Jarque-Bera
0.002427	0.000000	0.000001	0.005245	0.018843	0.697640	0.026722	Probability
52	52	53	53	53	53	53	Observations

المصدر: اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13 وبيانات البنك الدولي

تعكس الإحصاءات الوصفية في الجدول (١) أن متغيرات الكميات الحقيقية بالأسعار الثابتة تتسم بتقلبات كبيرة واتجاهات نمو غير متوازنة عبر الزمن، حيث يظهر ارتفاع تشتت الإنفاق العام والاستثمار والصادرات والمستوردات من خلال الانحرافات المعيارية الكبيرة مقارنة بمتوسطاتها، ما يشير إلى حساسية هذه المتغيرات لصددمات السياسة والبيئة الخارجية وتغيرات القيود التمويلية والتجارية. كما أن الالتواء الموجب في الإنفاق العام والصادرات والمستوردات والاستثمار يدل على أن فترات الارتفاع الحاد كانت أكثر من فترات الانخفاض العميق، وهو نمط ينسجم مع حدوث موجات توسع أو قفزات ظرفية في الطلب أو التجارة يعقبها تصحيح تدريجي، بينما يظهر الاستهلاك الخاص التواءً ضعيفاً نسبياً حيث أنه أكثر استقراراً مقارنة ببقية مكونات الطلب الكلي. في السياق السوري تعكس هذه الخصائص الإحصائية مسار اقتصاد تعرض لتحولات هيكلية متتالية وقيود خارجية وداخلية أثرت في الطلب والتجارة والنشاط الحقيقي على مدى طويل. تذبذب الإنفاق العام والاستثمار بالأسعار الثابتة يرتبط بدورات توسع وانكماش في السياسة المالية وتغير الأولويات بين الإنفاق الجاري والاستثماري، إضافة إلى صدمات التمويل والعجز وتبدل القدرة على تنفيذ المشاريع، وهو ما يفسر وجود قفزات كبيرة ترفع الالتواء والتقلطح في الاستثمار خصوصاً. تقلبات المستوردات والصادرات وبالتواء موجب واضح تعكس حساسية التجارة لثلاثة عوامل متداخلة في سورية: تذبذب الموارد من النقد الأجنبي، تغير شروط التبادل التجاري وأسعار السلع المستوردة والمدخلات، ثم لاحقاً تأثير القيود اللوجستية والعقوبات وتبدل مسارات التجارة، ما يجعل فترات الانقطاع أو الانكماش التجاري عميقة بينما تظهر فترات تحسن قصيرة وحادة عندما تتوفر تمويلات أو انفراجات ظرفية.

٣-٤-٢ بناء المؤشر

اختيار المتغيرات الداخلة في قياس المؤشر المركب يرتكز على أنها تمثل القنوات الأساسية التي يتشكل عبرها ضغط الطلب والتجارة في الاقتصاد الكلي. الإنفاق العام يمثل أداة السياسة المالية ومكوناً مباشراً من الطلب الكلي ويعكس توسع الحكومة أو انكماشها. الاستهلاك الخاص يعبر عن الطلب النهائي للأسر ويترجم تغيرات الدخل والقدرة الشرائية إلى ضغط على الأسعار والإنتاج. الاستثمار يمثل الطلب الموجه لتكوين رأس المال ويؤثر على الطاقة الإنتاجية وعلى الطلب في الأجل القصير معاً. الصادرات تجسد الطلب الخارجي وقدرة الاقتصاد على توليد دخل بالعملة الأجنبية وتخفيف قيود الاستيراد، بينما تمثل المستوردات قناة انتقال صدمات الأسعار الخارجية وتغيرات تكلفة المدخلات والسلع النهائية إلى المستوى العام للأسعار. إدخال هذه المتغيرات الخمسة معاً داخل مؤشر واحد يتيح التقاط الضغط المشترك الناتج عن تفاعل الطلب الداخلي مع التجارة الخارجية في اقتصاد مفتوح نسبياً ومعرض لصددمات في التمويل والتوريد، وهو ما يجعل مؤشر TAD أكثر

تعبيراً من الاعتماد على متغير منفرد عند تفسير تقلبات التضخم والنمو، يوضح الجدول التالي تقييم مدى إمكانية تطبيق التحليل العاملي والشيوع:

الجدول (٢): اختبارات KMO و Bartlett ومصفوفة الشيوع لبناء مؤشر ضغط الطلب والتجارة باستخدام تحليل المكونات الرئيسية (PCA)

KMO and Bartlett's Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.717
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	227.348
	df	10
	Sig.	.000

Communalities		
Extraction	Initial	
.890	1.000	الاستهلاك الخاص
.169	1.000	الاستثمار
.715	1.000	الصادرات
.867	1.000	الواردات
.697	1.000	الإنفاق العام

Extraction Method: Principal Component Analysis.

المصدر: اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج SPSS29 وبيانات البنك الدولي

الجدول (٢) يبين أن بيانات مكونات المؤشر مناسبة لاستخدام تحليل المكونات الرئيسية لأن قيمة KMO بلغت ٠,٧١٧ وهي ضمن المجال المقبول الذي يشير إلى كفاية الترابطات لبناء عامل مشترك، كما أن اختبار Bartlett كان معنوي بقيمة كاي تربيع ٢٢٧,٣٤٨ وعند دلالة ٠,٠٠٠ ما يعني رفض فرضية مصفوفة ارتباط وتوفر ارتباطات جوهرية بين المتغيرات. وتوضح الشيوع أن المؤشر يبين جزءاً كبيراً من تباين الاستهلاك الخاص (٠,٨٩٠) والواردات (٠,٨٦٧) ثم الصادرات (٠,٧١٥) والإنفاق العام (٠,٦٩٧)، بينما يظهر الاستثمار شيوعاً منخفضاً (٠,١٦٩) ما يعني أن مساهمته في العامل المشترك ضعيفة مقارنة ببقية المكونات والجدول التالي يبين المكونات:

الجدول (٣): القيم الذاتية ونسب التباين المفسر للمكونات الرئيسية لمؤشر ضغط الطلب والتجارة و القيم الكلية والإحصاءات الوصفية

لمؤشر ضغط الطلب والتجارة (TAD)

Total Variance Explained						
Component	Total	Initial Eigenvalues		Extraction Sums of Squared Loadings		
		% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3.337	66.739	66.739	3.337	66.739	66.739
2	.935	18.708	85.447			
3	.567	11.336	96.783			
4	.108	2.155	98.938			
5	.053	1.062	100.000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

تحليل مؤشر ضغط الطلب والتجارة	TAD
Mean	0.031144
Median	-0.306790
Maximum	2.392900 - 2010
Minimum	-1.562060 - 1971
Std. Dev.	0.983459

Skewness		0.895073			
Kurtosis		3.115098			
Jarque-Bera		6.972052			
Probability		0.030622			
Observations		52			
Year	TAD	Year	TAD	Year	TAD
1971	-1.56206	1988	-0.47133	2005	1.91632
1972	-1.44617	1989	-0.46720	2006	1.68054
1973	-1.46379	1990	-0.45123	2007	2.06093
1974	-1.24122	1991	-0.31310	2008	2.19977
1975	-0.98648	1992	-0.10532	2009	1.88740
1976	-0.95241	1993	-0.05789	2010	2.39290
1977	-0.77504	1994	0.08187	2011	1.97550
1978	-0.79240	1995	0.17672	2012	0.62404
1979	-0.65286	1996	0.21570	2013	0.13382
1980	-0.48436	1997	0.28776	2014	-0.12175
1981	-0.52870	1998	0.32124	2015	-0.33645
1982	-0.56006	1999	0.35408	2016	-0.44200
1983	-0.53510	2000	0.44377	2017	-0.30048
1984	-0.61726	2001	0.59553	2018	-0.35581
1985	-0.26259	2002	0.64624	2019	-0.37084
1986	-0.52024	2003	0.80385	2020	-0.62773
1987	-0.46889	2004	1.55422	2021	-0.10877
				2022	-0.35320

المصدر: اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13 وبيانات البنك الدولي

الجدول (٣) يشير إلى أن المكون الرئيسي الأول هو الأكثر تمثيلاً لضغوط الطلب والتجارة لأنه يملك قيمة ذاتية ٣,٣٣٧ ويفسر ٦٦,٧٣٩% من التباين الكلي، وهي نسبة مرتفعة تبرر اعتماد مكون واحد لتكوين مؤشر TAD. كما تظهر إحصاءات TAD أن متوسطه قريب من الصفر (٠,٠٣١) مقابل وسيط سالب (-٠,٣٠٧) ما يدل على أن فترات الضغط الإيجابي كانت أقل تكراراً لكنها أعلى حدة، وهو ما تؤكد قيمة العظمى ٢,٣٩٣ في عام ٢٠١٠ مقابل الصغرى -١,٥٦٢ في عام ١٩٧١، مع تشتت معتبر (انحراف معياري ٠,٩٨٣) والتواء موجب ٠,٨٩٥. كما أن Jarque-Bera بقيمة ٦,٩٧٢ واحتمالية ٠,٠٣١ تشير إلى أن توزيع المؤشر غير طبيعي وهو متنسق مع طبيعة الضغوط الاقتصادية المتقطعة. القيم الموجبة لمؤشر ضغط الطلب والتجارة TAD تعني أن المتغيرات الداخلة في بنائه تحركت في ذلك العام في اتجاه "ضغط أعلى من المعتاد" مقارنة بمتوسط العينة بعد توحيدها واستخراج المكون الرئيسي، أي أن الطلب المحلي والتبادل التجاري والاستثمار كان لها في المجمل زخم أعلى من نمطها التاريخي، بينما القيم السالبة تعني "ضغطاً أدنى من المعتاد" يرتبط بانكماش نسبي في مكونات الطلب أو التجارة أو كليهما. في الجدول ٣ يظهر أن أعلى قيمة كانت ٢,٣٩ في عام ٢٠١٠، وهو ما يمكن قراءته اقتصادياً بوصفه سنة بلغ فيها تفاعل الطلب والتجارة مستوى مرتفعاً قبل صدمة ٢٠١١، مع إشارات في تقارير صندوق النقد لعام ٢٠١٠ إلى تعافٍ يدعم الصادرات والتدفقات والتحويلات والاستثمار الأجنبي في تلك الفترة، ما ينسجم مع ارتفاع الضغط المركب على جانب الطلب والتجارة. أما أدنى قيمة -١,٥٦ في عام ١٩٧١ فتقرأ كمرحلة ضغط منخفض في بداية العينة يعكس مستوى نشاط أدنى نسبياً لمكونات المؤشر مقارنة بمتوسط الفترة الطويلة، وهو تفسير يتسق مع كون الاقتصاد

كان في مرحلة انتقال وإعادة ترتيب للسياسات مع بدايات السبعينيات، حيث تشير أدبيات الصندوق إلى أن الحكومة الجديدة في أواخر ١٩٧٠ اتجهت في أوائل ١٩٧١ إلى تحرير ملحوظ للتجارة الاستيرادية تدريجياً. وفق السابق تكون المعادلة الناتجة:

$$TAD_t = 0.835 \cdot Z(CPG)_t + 0.943 \cdot Z(CPC)_t + 0.846 \cdot Z(EXPO)_t + 0.931 \cdot Z(IMPO)_t + 0.411 \cdot Z(INV)_t$$

$$Z(X)_t = (X_t - \bar{X}) / s_x$$

$$\lambda_1 = 3.337$$

$$Var(PC_1) = 66.739\%$$

$h_i = L_i^2$ حيث h_i هي قيمة Extraction في جدول الشيوخ، ومع اعتماد مكوّن واحد يصبح $L_i = \sqrt{h_i}$ تم الحصول على معاملات معادلة مؤشر TAD بعد تطبيق تحليل المكونات الرئيسية على خمسة متغيرات حقيقية تمثل قنوات الطلب والتجارة، وبعد توحيدتها إلى درجات معيارية Z لضمان المقارنة بين المتغيرات المختلفة في الوحدات. أظهرت نتائج الملاءمة أن البيانات مناسبة للاستخراج حيث $KMO = 0.717$ و Bartlett معنوي، كما بين جدول التباين المفسر أن المكوّن الأول يملك قيمة ذاتية $\lambda_1 = 3.337$ ويفسر ٦٦,٧٣٩% من التباين الكلي، لذلك تم اعتماد مكوّن واحد لبناء المؤشر. ولأن الاستخراج تم بمكوّن واحد، يمكن استرجاع أحمال هذا المكوّن مباشرة من جدول الشيوخ عبر العلاقة $L_i = \sqrt{h_i}$ ، حيث تمثل h_i قيم Extraction لكل متغير. وبالتعويض من القيم الواردة في الجدول تصبح أحمال المكوّن الأول تقريباً ٠,٩٤٣، للاستهلاك الخاص (٠,٨٩٠٧)، و ٠,٤١١ للاستثمار (٠,١٦٩٧)، و ٠,٨٤٦ للصادرات (٠,٧١٥٧)، و ٠,٩٣١ للمستوردات (٠,٨٦٧٧)، و ٠,٨٣٥ للإنفاق العام (٠,٦٩٧٧)، ثم تُستخدم هذه الأوزان داخل تجميع خطي للمتغيرات المعيارية لإنتاج سلسلة TAD_t كما في المعادلة أعلاه، بحيث تعني القيم الموجبة ضغوطاً أعلى من المعتاد مقارنة بمتوسط العينة بعد التوحيد، وتعني القيم السالبة ضغوطاً أدنى من المعتاد.

٣-٤-٣ دراسة الأثر على النمو والتضخم

من خلال اختبار الاستقرارية للمتغيرات نجد:

الجدول (٤): نتائج اختبار جذر الوحدة Phillips-Perron لمتغيرات مؤشر ضغط الطلب والتجارة، النمو الاقتصادي، والتضخم

Variable	Test	Deterministic specification	Level: test statistic	Level: critical value (5%)	Level: p-value	First difference: test statistic	First difference: critical value (5%)	First difference: p-value
TAD	Phillips-Perron (PP)	None (no constant, no trend)	-1.864	-1.947	0.059	-5.630	-1.947	0.0000
TAD	Phillips-Perron (PP)	Constant (intercept only)	-2.341	-2.969	0.160	-5.782	-2.971	0.0000
TAD	Phillips-Perron (PP)	Constant + Trend	-2.768	-3.563	0.208	-5.915	-3.565	0.0000
EG	Phillips-Perron (PP)	None (no constant, no trend)	-5.275	-1.947	0.0000	—	—	—
EG	Phillips-Perron (PP)	Constant (intercept only)	-5.412	-2.969	0.0000	—	—	—

EG	Phillips–Perron (PP)	Constant + Trend	-5.389	-3.563	0.0001	—	—	—
INF	Phillips–Perron (PP)	None (no constant, no trend)	1.487	-1.947	0.964	-6.393	-1.947	0.0000
INF	Phillips–Perron (PP)	Constant (intercept only)	-1.621	-2.969	0.468	-6.521	-2.971	0.0000
INF	Phillips–Perron (PP)	Constant + Trend	-2.084	-3.563	0.549	-6.604	-3.565	0.0000

المصدر: اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13 وبيانات البنك الدولي

الجدول (٤) يوضح نتائج الاستقرارية باستخدام اختبار Phillips–Perron حيث يتبين أن مؤشر TAD غير مستقر عند المستوى لأن إحصائية الاختبار -١,٨٦٤ أعلى من القيمة الحرجة عند ٥% (-١,٩٤٧) واحتماليته ٥٩,٠٠٠، لكنه يصبح مستقر بعد الفرق الأول بإحصائية -٦٣٠.٥ واحتمالية ٠,٠٠٠ ما يعني أنه I(١). في المقابل، النمو الاقتصادي EG مستقر عند المستوى لأن إحصائيته -٢٧٥.٥ مع احتمال ٠,٠٠٠ وهو I(٠). أما التضخم INF فغير مستقر عند المستوى لأن الإحصائية ١,٤٨٧ مع احتمال ٠,٩٦٤، لكنه يصبح مستقر بعد الفرق الأول بإحصائية -٦,٣٩٣ واحتمال ٠,٠٠٠ ما يعني أنه I(١)، وهذا يبرر اعتماد إطار ديناميكي يتعامل مع اختلاف رتب التكامل يتمثل بنموذج شعاع الانحدار الذاتي الهيكلي. والجدول ٦ يبين درجة الإبطاء المثلى للنموذج:

الجدول (٦): معايير اختيار فترة الإبطاء المثلى لنموذج SVAR لمتغيرات TAD والنمو الاقتصادي والتضخم

SVAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: TAD EG INF						
Exogenous variables: C						
Sample: 1971 2022						
Included observations: 50						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-476.1697	NA	42326.60	19.16679	19.28151	19.21047
1	-377.2128	182.0806	1159.691	15.56851	16.02740*	15.74326
2	-364.4785	21.90293*	1003.314*	15.41914*	16.22219	15.72495*

* 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: اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13 وبيانات البنك الدولي

الجدول (٥) يعرض اختيار فترة الإبطاء المثلى لنموذج SVAR ويظهر أن معظم المعايير تفضل الإبطاء ٢؛ إذ إن AIC يختار lag=2 بقيمة ١٥,٤ وهو الأقل، وكذلك HQ يختار lag=2 بقيمة ١٥,٧، كما أن FPE هو الأدنى عند lag=2 بقيمة ١٠٠٣,٣، إضافة إلى أن اختبار LR معنوي ويشير إلى تفضيل lag=2 بقيمة ٢١,٩٠٣. بينما معيار Schwarz (SC) يفضل lag=1 بقيمة ١٦,٠٢، لكن ترجيح أغلبية

المعايير لصالح lag=2 يدعم اعتماد ديناميكية أغنى لتوصيف انتقال الصدمات بين TAD و EG و INF. وكتابة الصيغة الهيكلية لنموذج SVAR وفق الشكل:

$$A_0 \cdot y_t = A_1 \cdot y_{t-1} + \dots + A_k \cdot y_{t-k} + u_t$$

$$E(u_t u_t') = I$$

$$y_t = (TAD_t, EG_t, INF_t)'$$

ولتعريف النموذج تم فرض هيكل مثلثي سفلي (نموذج مُعرّف تماماً) على المصفوفة الهيكلية A_0 بحيث يسمح بالأثر المتزامن من TAD إلى EG و INF ومن EG إلى INF فقط، مع تقييد الأثر المعاصر العكسي من EG و INF على TAD بالصفر وكذلك من INF على EG بالصفر. وبالمطابقة مع مخرجات EViews تكون

$$A_0 = [[C(1), 0, 0], [C(2), C(4), 0], [C(3), C(5), C(6)]]$$

بحيث تمثل u_t صدمات هيكلية متعامدة وموحدة التباين. ويتقدير النموذج نجد:

الجدول (٧): تقديرات نموذج الانحدار الذاتي الهيكلية (SVAR)

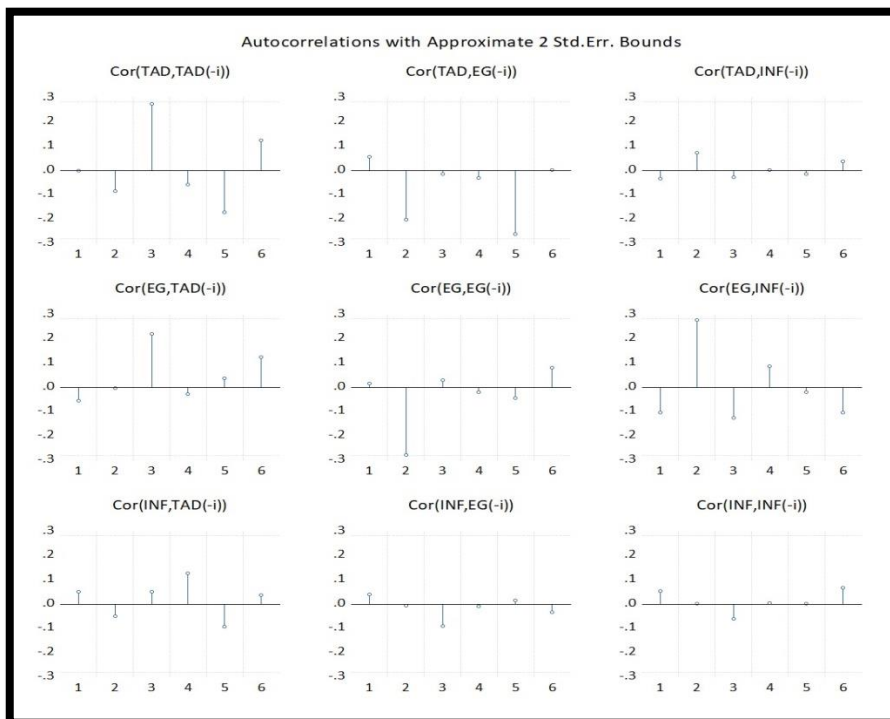
Structural VAR Estimates				
Sample (adjusted): 1973 2022				
Included observations: 50 after adjustments				
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 31 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: $e = \Phi \cdot F_u$ where $E[uu'] = I$				
F =				
C(1)	0	0		
C(2)	C(4)	0		
C(3)	C(5)	C(6)		
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	5.493536	0.549354	9.999998	0.0000
C(2)	-5.775951	1.030889	-5.602883	0.0000
C(3)	-65.11986	9.067574	-7.181618	0.0000
C(4)	6.037864	0.603787	9.999998	0.0000
C(5)	-5.220276	6.288278	-0.830160	0.4064
C(6)	44.31135	4.431136	9.999999	0.0000
Log likelihood	-375.7902			
Estimated S matrix:				
0.244423	-0.021518	0.176193		
4.715354	6.127306	1.912999		
-8.379033	-2.630167	10.99839		
Estimated F matrix:				
5.493536	0.000000	0.000000		
-5.775951	6.037864	0.000000		
-65.11986	-5.220276	44.31135		

المصدر: اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13 وبيانات البنك الدولي

الجدول (٧) يقدم تقديرات SVAR في صورة نموذج معرف تماماً حيث تعكس معاملات المصفوفة الهيكلية دلالات قوية لمعظم القيود المقدره. تظهر المعاملات $C(1)=5.494$ و $C(2)=-5.776$ و $C(3)=-$

65.120 و $C(4)=6.038$ و $C(6)=44.311$ جميعها معنوية عند ٠,٠٠٠ ما يعني أن الروابط الآتية الأساسية داخل البنية الهيكلية مدعومة إحصائياً، بينما المعامل $C(5)=-5.220$ غير معنوي باحتمال ٠,٤٠٦ ما يشير إلى أن تلك القناة المعاصرة تحديداً لا تحمل أثر ثابت ضمن العينة. كما أن اللوغاريتم الاحتمالي -٣٧٥,٧٩٠ يعكس ملاءمة التقدير ضمن ML، وتوضح مصفوفتا S و F أن التحويل من بواقي النموذج المختزل إلى صدمات هيكلية تم وفق بنية مثلثية تضمن التعريف وتمكن من اشتقاق الاستجابات النبضية وتفسيرها اقتصادياً ولتوثيق النتائج نختبر الارتباط الذاتي في بواقي النموذج ونجد:

الشكل (١): دوال الارتباط الذاتي والمتبادل لبواقي النموذج ضمن حدود ثقة ± ٢ انحراف معياري



المصدر: اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13 وبيانات البنك الدولي

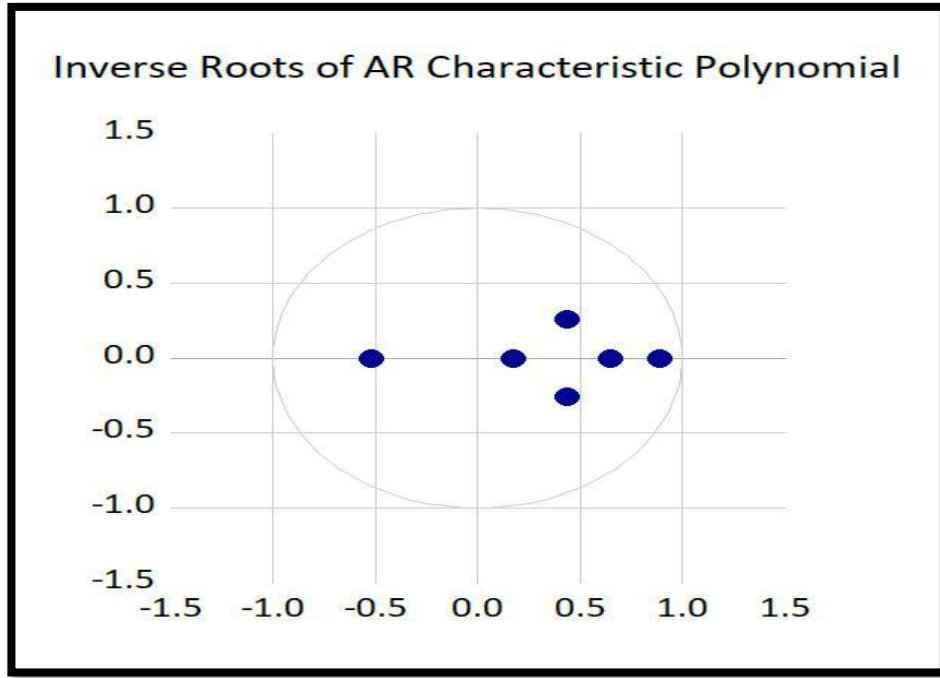
يبين الشكل (١) مصفوفة الارتباطات الذاتية والمتبادلة لبواقي النظام عبر الإبطاءات ١-٦ ضمن حدود ثقة تقريبية ± ٢ انحراف معياري. الملاحظة العامة أن معظم الأعمدة صغيرة وقريبة من الصفر وتقع ضمن الحدود، ما يعني أن البواقي تقترب من سلوك الضوضاء البيضاء وأن النموذج النقط الجزء الأكبر من الديناميكيات المشتركة بين مؤشر ضغط الطلب والتجارة والنمو والتضخم.

الجدول (٧): اختبار عدم تجانس تباين البواقي للنموذج

SVAR Residual Heteroskedasticity Tests (Includes Cross Terms)		
Sample: 1971 2022		
Included observations: 50		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
1٦7.7158	162	0.0٩93

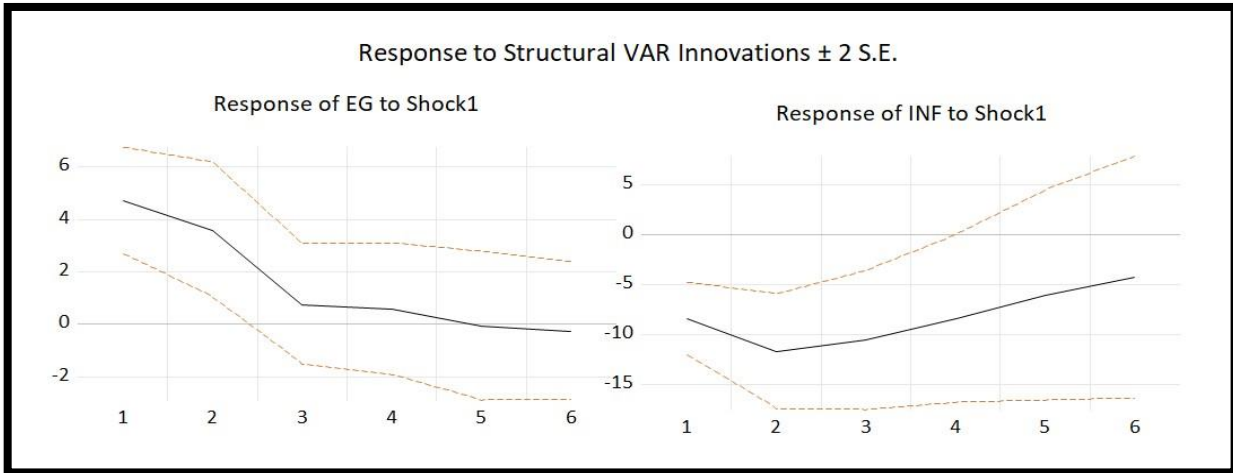
المصدر: اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13 وبيانات البنك الدولي
يشير الجدول (٧) إلى نتائج اختبار عدم تجانس تباين بواقي نموذج SVAR عبر اختبار مشترك يشمل الحدود المتقاطعة، حيث بلغت قيمة كاي تربيع ١٦٧,٧١٥٨ عند درجات حرية ١٦٢ وباحتمالية ٠,٠٩٩٣. وفق مستوى معنوية ٥% لا نرفض فرضية عدم التجانس التي تفيد بتجانس تباين البواقي لأن قيمة الاحتمال أكبر من ٠,٠٥، ما يعني أن النموذج لا يُظهر دليل على وجود عدم تجانس تباين منهجي في البواقي ضمن العينة.

الشكل (٢): الجذور العكسية لمتعددة حدود الانحدار الذاتي (AR) للتحقق من استقرارية نموذج SVAR



المصدر: اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13 وبيانات البنك الدولي
يبين الشكل (٢) مخطط الجذور العكسية لمتعددة حدود الانحدار الذاتي الخاصة بنموذج SVAR، حيث تمثل كل نقطة جذراً عكسياً ويُعد النموذج مستقراً عندما تقع جميع النقاط داخل دائرة الوحدة. يظهر الشكل أن جميع الجذور العكسية تقع بالكامل داخل الدائرة، ما يعني تحقق شرط الاستقرارية الديناميكية للنظام وعدم وجود مسار متقلب في الاستجابات. وفق الاختبارات السابقة يمكن تقدير صدمات مؤشر ضغط الطلب والتجارة في التضخم والنمو وفق الشكل التالي:

الشكل (٣): دوال الاستجابة النبضية للنمو الاقتصادي والتضخم تجاه صدمة هيكلية من مؤشر ضغط الطلب والتجارة في نموذج SVAR مع حدود ثقة ± 2 خطأ معياري



المصدر: اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13 وبيانات البنك الدولي

يوضح الشكل (٣) أن صدمة هيكلية موجبة بمقدار انحراف معياري واحد في مؤشر ضغوط الطلب والتجارة (TAD) تولد ديناميكيتين مختلفتين عبر أفق استجابة يمتد من السنة الأولى حتى السنة السادسة بعد الصدمة. في لوحة النمو الاقتصادي EG يظهر الأثر موجباً في السنة ١ إذ ترتفع الاستجابة إلى نحو +٤,٥ ثم تنخفض في السنة ٢ إلى قرابة +٣,٥، وبعد ذلك يتضاءل الأثر سريعاً ليصبح قريباً من +٠,٧ في السنة ٣ ثم +٠,٥ في السنة ٤ قبل أن يقترب من الصفر ويتحول إلى سالب طفيف بحدود -٠,٢ في السنة ٦. إلا أن حدود الثقة ± 2 خطأ معياري تُظهر تداخلاً مبكراً مع الصفر ابتداءً من السنة ٣ وما بعدها، كما أن المعنوية في السنوات الأولى ليست مستقرة عبر الأفق الزمني ولا تستمر على امتداد الاستجابة، ما يجعل الأثر الكلي لصددمات TAD على EG غير قابل للإثبات كأثر ذي دلالة إحصائية ثابتة عند تقييم العلاقة على مستوى الفترة ١٩٧١-٢٠٢٢. اقتصادياً، يشير ذلك إلى أن أي تحسن قصير الأجل في النشاط الحقيقي قد يظهر مؤقتاً عبر الطلب الفعال وتيسير المدخلات التجارية، لكنه لا يتحول إلى قناة مستقرة بسبب القيود الهيكلية وتبدل شروط التجارة والتمويل، وبالتالي تُقبل الفرضية الصفرية الأولى بصيغتها الكلية: لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية لصددمات مؤشر ضغوط الطلب والتجارة (TAD) على النمو الاقتصادي في سورية خلال الفترة ١٩٧١-٢٠٢٢. في لوحة التضخم INF تظهر الاستجابة سالبة بوضوح في السنة ١ بنحو -٨ وتتعمق في السنة ٢ إلى قرابة -١٢ ثم تبقى سالبة وقريبة من -١١ في السنة ٣، قبل أن يتناقص مقدار الانخفاض تدريجياً إلى نحو -٩ في السنة ٤ ثم -٦ في السنة ٥ وقرابة -٤ في السنة ٦. إحصائياً، حدود الثقة تُبقي الاستجابة دون الصفر على نحو واضح خلال السنوات ١-٣ بما يؤكد وجود أثر سلبي معنوي لصددمات TAD على التضخم في الأجل القصير، وحتى مع تراجع المعنوية لاحقاً مع اقتراب الحدود من الصفر بعد السنة ٤، فإن وجود الدلالة خلال جزء معتبر من الأفق وبتجاه متسق يدعم الاستنتاج بأن صددمات TAD ترتبط إحصائياً بتغيرات تضخمية في سورية ضمن عينة ١٩٧١-٢٠٢٢. اقتصادياً، يمكن تفسير الانخفاض التضخمي القصير الأجل بأن تحسن ضغط التجارة والطلب المقاس بالمؤشر يتوافق مع تحسن توفر السلع والمدخلات وتخفيف اختناقات العرض، ما يقلل ضغوط الأسعار مؤقتاً قبل أن تتلاشى القناة أو تترافق صددمات أخرى. وبناءً على ذلك

تُرفض الفرضية الصفرية الثانية وتُقبل الفرضية البديلة: يوجد أثر ذو دلالة إحصائية لصدّات مؤشر ضغوط الطلب والتجارة (TAD) على معدل التضخم في سورية خلال الفترة ١٩٧١-٢٠٢٢.

٦- الاستنتاجات والتوصيات:

١- يتضح من بناء مؤشر TAD أن ضغوط الطلب والتجارة في سورية تُختزل إحصائياً في عامل واحد مهيم، إذ فسّر المكوّن الرئيسي الأول ٦٦,٧٣٩% من التباين الكلي بقيمة ذاتية ٣,٣٣٧، كما دعمت اختبارات الملاءمة صلاحية الاستخراج $KMO=0.717$ و $Bartlett \chi^2=227.348$ عند $p=0.000$. تعكس النتائج حركة مشتركة بين الإنفاق العام والاستهلاك والتجارة، مقابل اندماج أضعف للاستثمار في العامل المشترك $Communality=0.169$ ما يوحي بحساسيته لعوامل تمويل ومخاطر ومحددات مؤسسية تتجاوز تقلبات الطلب والتجارة.

٢- تشير اختبارات الاستقرار إلى عدم تجانس خصائص السلاسل، إذ كان النمو الاقتصادي مستقراً عند المستوى EG وفق $PP=-5.275$ مع $p=0.000$ ، بينما كان كل من TAD و INF غير مستقرين عند المستوى ثم أصبحا مستقرين بعد الفرق الأول. تعكس هذه البنية وجود مكونات تراكمية في الضغوط المركبة والتضخم مقابل نمو يتذبذب حول متوسطه، ما يوفر أساساً منهجياً لاستخدام SVAR لتتبع انتقال الصدمات عبر الزمن.

٣- تُظهر دوال الاستجابة النبضية أن صدمة موجبة في TAD تولد أثراً قصيراً الأجل محدود الديمومة، حيث يرتفع EG في السنة الأولى والثانية ثم يتلاشى الأثر سريعاً دون دلالة مستقرة لاحقاً، في حين ينخفض INF بصورة معنوية خلال السنوات ١-٣ قبل أن تضعف الدلالة بعد ذلك. وعليه تُقبل فرضية عدم وجود أثر ذي دلالة إحصائية لصدّات TAD على النمو الاقتصادي على مستوى العينة ١٩٧١-٢٠٢٢، بينما تُقبل فرضية وجود أثر ذي دلالة إحصائية لصدّات TAD على التضخم خلال الفترة نفسها، بما يعكس انتقالاً أسرع وأكثر ثباتاً نحو الأسعار مقارنة بالنشاط الحقيقي.

٢-٥ التوصيات:

✓ يوصى باعتماد مؤشر ضغط الطلب والتجارة كأداة رصد دوري داخل مؤسسات التخطيط والمالية لمتابعة موجات ضغط الطلب والتجارة سنوياً وربطها بحدود تشغيلية للسياسة، بحيث تُفعل تدخلات سريعة في سنوات ارتفاع المؤشر عبر إدارة أولويات الاستيراد وتمويل المدخلات الإنتاجية وتهذئة قنوات الطلب غير المنتج، لأن النتائج تبين أن أثر الصدمة قوي في الأجل القصير ويمكن استثماره أو احتواؤه قبل أن يتبدد.

✓ يوصى بتوجيه السياسة التجارية واللوجستية نحو تخفيض اختناقات العرض المستورد وتكاليف المدخلات عند ارتفاع الضغط، عبر حزم تسهيل جمركي وانتقائية في سلة الاستيراد لصالح مستلزمات الإنتاج، لأن الاستجابة السالبة للتضخم بعد صدمة المؤشر تعكس بأن تحسن جانب التجارة وتوفر السلع والمدخلات قادر على ضبط التضخم مؤقتاً، ما يستدعي تحويل هذا الأثر المؤقت إلى أثر أكثر استدامة عبر إصلاحات إجرائية واستقرار في آليات التمويل والتوريد.

✓ يوصى بتقوية قناة الاستثمار الحقيقي عبر أدوات تمويل طويلة الأجل وتخفيض مخاطر التنفيذ وتحسين بيئة الأعمال، لأن انخفاض شيوخ الاستثمار داخل المؤشر يدل على أن الاستثمار لا يتحرك

دائماً مع موجات الطلب والتجارة، وبالتالي فإن رفع فعاليته يتطلب سياسات مستقلة تستهدف القيود المؤسسية والتمويلية، بما يساعد على تحويل الصدمات الإيجابية قصيرة الأجل على النمو إلى مسار نمو أكثر استقراراً وأقل عرضة للانقلاب السريع.

المراجع:

- ١- أحمد، خالد إبراهيم سيد، السيد، مصطفى حسني، والبرماوي، أدهم محمد السيد. ٢٠٢٣، أثر الدين العام على التضخم عبر قناتي سعر الصرف وعرض النقود دراسة قياسية للاقتصاد المصري. مجلة التجارة والتمويل، ع ٣، ٨٨٧-٩٤٣، جامعة طنطا، كلية التجارة.
- ٢- إسماعيل، عصام، وقوشجي، إبراهيم نافع. ٢٠٢٣، أثر الزيادة في الموازنة العامة للدولة في تغير معدل تضخم الليرة السورية. مجلة جامعة اللاذقية سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، ٤٥، ٤، ١٧٣-١٨٤.
- ٣- نصره، زين العابدين نجدت، وحيدر، عز الدين. ٢٠٢٤، استخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL لدراسة تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية على معدل التضخم في سورية خلال الفترة ٢٠٠٠-٢٠٢٢. مجلة جامعة اللاذقية سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، ٤٦، ١، ١٣١-١٥٠.
- 4- AKAIKE, H. 1974, A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. 19, No. 6, 716-723.
- 5- BENIGNO, G., DI GIOVANNI, J., GROEN, J. J. J., & NOBLE, D. I. 2022, *The Global Supply Chain Pressure Index. Staff Report No. 1017*, Federal Reserve Bank of New York.
- 6- BERNANKE, B. S., & BLANCHARD, O. J. 2025, *What Caused the U.S. Pandemic-Era Inflation? American Economic Journal: Macroeconomics*. 18, 1-22.
- 7- HANNAN, E. J., & QUINN, B. G. 1979, *The determination of the order of an autoregression. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, Vol. 41, No. 2, 190-195.
- 8- HAO, S., & FIRAT, M. 2023, *Demand vs. Supply Decomposition of Inflation A Toolkit for Real Time Analysis. IMF Working Paper No. 23/205*, International Monetary Fund.
- 9- JOLLIFFE, I. T., & CADIMA, J. 2016, *Principal component analysis: a review and recent developments. Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, Vol. 374, No. 2065, 20150202.
- 10- KAISER, H. F. 1970, *A second-generation little jiffy. Psychometrika*, Vol. 35, 401-415.
- 11- NEWEY, W. K., & WEST, K. D. 1987, *A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica*, Vol. 55, No. 3, 703-708.
- 12- PESARAN, M. H., & SHIN, Y. 1998, *Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. Economics Letters*, Vol. 58, No. 1, 17-29.
- 13- PHILLIPS, P. C. B., & PERRON, P. 1988, *Testing for a unit root in time series regression. Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 335-346.

- 14- RUBIO-RAMÍREZ, J. F., WAGGONER, D. F., & ZHA, T. 2010, *Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. The Review of Economic Studies*, Vol. 77, No. 2, 665-696.
- 15- SCHWARZ, G. 1978, *Estimating the dimension of a model. The Annals of Statistics*, Vol. 6, No. 2, 461-464.
- 16- SIMS, C. A. 1980, *Macroeconomics and reality. Econometrica*, Vol. 48, No. 1, 1-48.
- 17- YANG, Y. 2024, *Openness and Real Exchange Rate Volatility Evidence from China. Open Economies Review*, Vol. 35, No. 1.