Heterogeneity in the Effects of Investment Growth and Public Expenditure Growth across Syrian Economic Growth Levels Using a Quantile Regression Approach

Dr. Ali Hmidi*

(Received 5 / 2 / 2026. Accepted 2 / 3 / 2026)

□ ABSTRACT □

The study measures how the effects of investment growth and public expenditure growth vary across different levels of Syrian economic growth over 1971–2022 using a quantile regression framework. It argues that fiscal and investment elasticities may differ between low, median, and high growth regimes. Descriptive statistics and time-series plots indicate pronounced volatility and departures from normality. Series properties are then assessed using Phillips–Perron unit root tests with variable-specific deterministic components, confirming stationarity at levels and enabling direct model estimation. A symmetry test rejects coefficient symmetry around the median, implying that the effectiveness of public spending and investment differs between the lower and upper tails of the growth distribution. At the 0.10 quantile, both public expenditure growth and investment growth display positive and statistically significant associations with economic growth, consistent with stronger policy effectiveness during low-growth conditions and recovery phases. At the 0.90 quantile, public expenditure growth remains positive and significant, whereas the effect of investment growth becomes statistically insignificant, suggesting that supply constraints, financing frictions, and implementation bottlenecks reduce the marginal growth return of investment under high-growth states.

Keywords: Heterogeneity Effects - Quantile regression - Investment growth - Public expenditure growth - Economic growth

Copyright **:**Latakia University journal (formerly tishreen) -Syria, The authors retain the copyright under a CC BY-NC-SA 04

* **Phd, Department of Statistics and Programming, Faculty of Economics, Latakia University, Syria**

تباين أثر نمو الاستثمار والإنفاق العام عبر مستويات النمو الاقتصادي السوري باستخدام مقاربة انحدار كوانتيل

د. علي حميدي *

(تاريخ الإيداع 5 / 2 / 2026. قُبِل للنشر في 2 / 3 / 2026)

□ ملخّص □

يهدف البحث إلى قياس تباين أثر نمو الاستثمار ونمو الإنفاق العام عبر مستويات النمو الاقتصادي السوري خلال المدة 1971–2022 باستخدام مقاربة انحدار كوانتيل. ينطلق البحث من أن معاملات السياسة المالية والاستثمارية قد تتغير بين حالات النمو المنخفض والمتوسط والمرتفع، لذلك تم توظيف الإحصاءات الوصفية والرسوم البيانية لإظهار اتساع التقلبات وعدم التوزيع الطبيعي، ثم اختبار استقرارية السلاسل باختبار Phillips–Perron وفق مواصفات ثابت واتجاه أو ثابت فقط بحسب كل متغير. أكدت النتائج استقرارية المتغيرات عند المستوى بما يتيح تقدير النموذج مباشرة. أظهر اختبار عدم التماثل رفض تماثل معاملات الذيلين حول الوسيط، ما يدل على اختلاف فعالية الإنفاق العام والاستثمار بين القاع والقمة في توزيع النمو. عند الكمية 0.10 تبين أن نمو الإنفاق العام ونمو الاستثمار يرتبطان إيجابياً بالنمو الاقتصادي وبمعنوية عالية، بما يعكس دور السياسة المالية والاستثمارية في دعم التعافي عندما يكون النمو ضعيفاً. وعند الكمية 0.90 بقي أثر نمو الإنفاق العام موجباً ومعنوياً بينما تراجع أثر نمو الاستثمار إلى عدم المعنوية، وهو ما يشير إلى قيود عرض وتمويل وتنفيذ تقلل العائد الحدّي للاستثمار في حالات النمو المرتفع.

الكلمات المفتاحية: تباين الأثر – انحدار كوانتيل – نمو الاستثمار – نمو الإنفاق العام – النمو الاقتصادي.

حقوق النشر : مجلة جامعة اللاذقية (تشرين سابقاً)– سورية، يحتفظ المؤلفون بحقوق النشر بموجب الترخيص CC BY–NC–SA 04

* دكتوراه – قسم الإحصاء والبرمجة– كلية الاقتصاد – جامعة اللاذقية – اللاذقية.

1- مقدمة:

يُعدّ فهم محددات النمو الاقتصادي السوري مسألة قياس لأن مسار النمو اتسم بتقلبات حادة وتبدلات في دور الدولة وديناميكيات الاستثمار عبر الزمن. لذلك لا يكفي تقدير أثر متوسط موحّد لنمو الاستثمار ونمو الإنفاق العام على النمو الاقتصادي لأن العلاقة قد تتغير عندما يكون النمو منخفضاً جداً أو مرتفعاً جداً. الأدبيات التطبيقية في السياق السوري تشير إلى ارتباط وثيق بين الإنفاق العام والنمو وإلى حساسية النتائج لطبيعة تمويل العجز وتركيبة النفقات وتوقيت الصدمات [1]. كما تُظهر الأدبيات الدولية أن أثر إعادة تخصيص الإنفاق العام قد يختلف باختلاف مستوى الدخل وأن عوائد الاستثمار العام والخاص ليست ثابتة عبر الاقتصادات أو عبر الزمن [12]. بناءً على ذلك يركّز هذا البحث على قياس تباين الأثر عبر مستويات النمو لا على متوسطه فقط لأن هذا ينسجم مع واقع اقتصاد يتبدل فيه وزن السياسات المالية والاستثمارية بين فترات الانكماش وفترات الأداء المرتفع [3].

يعتمد البحث مقاربة انحدار كوانتيل لبيان عدم تجانس الأثر عبر توزيع النمو الاقتصادي السوري لأن هذه المقاربة تسمح بتقدير معاملات مختلفة لكل كمية وتعطي قراءة أدق لسلوك الاقتصاد عند الأطراف مقارنة بانحدار المربعات الصغرى [6]. هذا يتيح اختبار ما إذا كان نمو الاستثمار يظل محركاً للنمو عند الكميات العليا فقط أو أيضاً عند الكميات الدنيا وما إذا كان نمو الإنفاق العام يعمل كقناة دعم للنمو في القاع أو كقناة مزاحمة في القمة. كما يساعد على ربط النتائج بإطار سياسات يميز بين أدوات مناسبة لتثبيت النمو عندما يكون ضعيفاً وأدوات مناسبة لتعظيمه عندما يكون مرتفعاً دون افتراض تماثل آلي بين الحالتين [9]. بهذا يقدم البحث مساهمة تطبيقية عبر تقديم دليل كمي على اختلاف مرونات النمو تجاه الاستثمار والإنفاق العام عبر مستويات النمو السوري مع توجيه واضح لصانع القرار حول أين تكون السياسة المالية أكثر فاعلية وأين تحتاج إلى إعادة تصميم.

1-1 مراجعة الدراسات السابقة:

تناولت دراسات السياق السوري أثر الإنفاق العام على النمو عبر نماذج قياسية تقليدية تركز على العلاقة المتوسطة على المدى القصير والمتوسط. توصلت أعمال منشورة في مجلة جامعة اللاذقية سابقاً إلى أن الإنفاق العام يرتبط بالنمو في سوريا مع حساسية واضحة لبنية السياسة المالية وطريقة إدارة العجز حيث بيّنت دراسة أثر الإنفاق العام على النمو خلال 1994–2012 أهمية القناة المالية عبر النفقات العامة [1] كما ركزت دراسة مصادر تمويل العجز على أن نمط التمويل يغير قدرة الإنفاق على دعم النشاط الحقيقي ويؤثر في الاستقرار الكلي [2]. وبالمنطق نفسه قدمت دراسة قياسية للفترة 1990–2010 نتائج تؤكد أن أثر الإنفاق ليس ثابتاً ويتأثر بسياق الدورة والاختلالات الكلية [3]. خارج سوريا تبرز دراسات عربية ركزت على قنوات الإنفاق العام وسوق العمل والنمو مثل حالة العراق التي تربط الإنفاق الموجّه ببنية قوة العمل والنمو [4] بما يدعم فكرة أن أثر السياسة المالية يعتمد على ظروف الاقتصاد وعلى آليات الانتقال لا على الحجم فقط [5].

على المستوى الدولي تطورت الأدبيات نحو اختبار عدم تجانس أثر الإنفاق والاستثمار عبر مستويات الأداء باستخدام أدوات أكثر مرونة [6]. تظهر دراسات انحدار كوانتيل على عينات دولية أن معامل الإنفاق العام قد يختلف بين الاقتصادات وعبر أطراف التوزيع ما يعني أن الإنفاق قد يكون أكثر فاعلية عند مستويات نمو معينة وأقل عند أخرى [9]. كما توسعت الأدبيات في إدخال متغيرات مالية مرافقة مثل الدين العام مع اختبار أثره عبر الكوانتيلات ما يعزز منطق أن استجابة النمو تتبدل بين الحد الأدنى والأعلى بحسب القيود التمويلية والمخاطر

الكلية [10]. وفي المقابل ركزت أعمال أخرى على إعادة تخصيص الإنفاق العام بين بنود مختلفة [11] وأظهرت أن أثر التحويلات داخل الموازنة على النمو يتباين مع مستوى الدخل [12] كما قاست دراسات عوائد الاستثمار العام والخاص وبينت اختلافها بين اقتصادات منظمة التنمية الاقتصادية بما يشير إلى أن الاستثمار لا يولد العائد نفسه عبر المستويات [13]. ضمن هذا المسار يعالج البحث فجوة تطبيقية عبر نقل النقاش من متوسط الأثر إلى تباينه عبر مستويات النمو مع التركيز على نمو الاستثمار ونمو الإنفاق العام كقناتين سياسيتين أساسيتين.

التعليق على الدراسات السابقة ومساهمة البحث:

ركزت الدراسات السابقة في السياق السوري على قياس الأثر المتوسط للإنفاق العام وتمويل العجز على النمو ضمن نماذج خطية تقليدية. هذا أعطى دليلاً مفيداً عن اتجاه العلاقة لكنه بقي محدوداً في نقطتين. الأولى أن النتائج تُقدّم كمحصلة واحدة للاقتصاد كله رغم أن سوريا مرت بحالات نمو متباينة تجعل معامل الإنفاق أو الاستثمار مرشحاً للتغير بين القاع والقمة. الثانية أن كثيراً من الأعمال تعاملت مع الإنفاق أو العجز كمجاميع كلية دون اختبار ما إذا كان أثرها يتغير عند مستويات نمو منخفضة مقارنة بمستويات نمو مرتفعة. لهذا تبقى الاستنتاجات أقل قدرة على توجيه سياسة مالية تفاضلية لأن ما يصلح لرفع النمو الضعيف قد لا يكون نفسه ما يصلح لتعزيز النمو المرتفع أو لتجنب المزاحمة. الأدبيات الدولية التي استخدمت انحدار كوانتيل دعمت هذا النقد بإظهار أن معاملات السياسة المالية والاستثمار ليست ثابتة عبر التوزيع وأن الاختلافات بين الكوانتيلات تحمل معنى اقتصادي مباشر لصناعة القرار كما بينت أعمال إعادة تخصيص الإنفاق وعوائد الاستثمار العام والخاص أن القنوات تختلف باختلاف البنية الاقتصادية ومستوى الدخل.

تتمثل مساهمة البحث في نقل اختبار أثر نمو الاستثمار ونمو الإنفاق العام على النمو الاقتصادي السوري من منطق المتوسط إلى منطق التباين عبر مستويات النمو باستخدام انحدار كوانتيل، وبذلك لا يكتفي بإنتاج معامل واحد يعمم على كل الحالات بل يقدّم مرونات مختلفة عند كوانتيلات منخفضة ومتوسطة وعالية، وهو ما يوضح متى يكون الاستثمار محفزاً للنمو ومتى يتراجع أثره بفعل قيود التنفيذ والتمويل. كما يقدّم البحث دليلاً تطبيقياً على طبيعة عمل السياسة المالية عبر حالات النمو المختلفة، إذ يختبر ما إذا كانت تعمل كأداة دعم عندما يكون النمو منخفضاً، أم تميل إلى المزاحمة عندما يرتفع النمو، الأمر الذي يرفع دقة توصيات السياسة ويجعلها مرتبطة بالحالة الفعلية للاقتصاد. ويتكامل ذلك مع ربط النتائج بمنطق استهدافي يسمح بتصميم مزيج سياسات مختلف لكل حالة نمو بدلاً من توصية واحدة عامة، وبما يضيف إضافة مباشرة للأدبيات السورية ويجعل نتائجها قابلة للمقارنة مع الأدبيات الحديثة التي تفسر عدم التجانس اقتصادياً.

2-1 أهداف البحث:

1-قياس تباين أثر نمو الاستثمار على النمو الاقتصادي السوري عبر كوانتيلات توزيع النمو باستخدام انحدار كوانتيل

2-قياس تباين أثر نمو الإنفاق العام على النمو الاقتصادي السوري عبر كوانتيلات توزيع النمو مع مقارنة سلوك الأثر بين المستويات المنخفضة والمتوسطة والعالية

3-تحديد دلالات النتائج لصياغة توصيات سياسية تفاضلية تربط بين حالة النمو السائدة وأولويات توجيه الاستثمار والإنفاق العام.

1-3 مشكلة البحث:

تتمثل مشكلة البحث في أن تقدير أثر نمو الاستثمار ونمو الإنفاق العام على النمو الاقتصادي السوري غالباً ما يُعرض كعلاقة متوسطة واحدة تفترض ثبات المعاملات عبر الزمن وحالات الأداء الاقتصادي المختلفة بينما واقع النمو السوري يتسم بتقلبات وتباين واضح بين فترات نمو منخفضة ومتوسطة ومرتفعة ما يرجح أن تتغير قوة الأثر واتجاهه بحسب مستوى النمو نفسه. هذا يخلق فجوة تطبيقية أمام صانع القرار لأن سياسة مالية أو استثمارية فعالة عند مستويات نمو متدنية قد لا تكون فعالة عند مستويات نمو مرتفعة وقد تتحول إلى مزاحمة أو ضعف في العائد. لذلك يسعى البحث إلى اختبار عدم تجانس الأثر عبر توزيع النمو باستخدام انحدار كوانتيل لتقديم تقديرات تفاضلية تعكس سلوك الاقتصاد في الأطراف لا في المتوسط فقط، وبالتالي يكون التساؤل الرئيسي: كيف يتباين أثر نمو الاستثمار ونمو الإنفاق العام على النمو الاقتصادي السوري عبر مستويات النمو المختلفة وفق مقاربة انحدار كوانتيل؟

1-4 أهمية البحث:

يساهم البحث في تحسين فهم محددات النمو الاقتصادي السوري لأنّه لا يكتفي بتقدير أثر متوسط واحد لنمو الاستثمار ونمو الإنفاق العام بل يكشف كيف يتغير الأثر عبر مستويات النمو المنخفضة والمتوسطة والمرتفعة. هذا يرفع القيمة التطبيقية للنتائج لصانع القرار لأنه يحدد متى يكون الاستثمار أكثر فاعلية ومتى يتراجع أثره ومتى يعمل الإنفاق العام كأداة دعم للنشاط الحقيقي ومتى قد يتحول إلى مزاحمة أو ضعف عائد. كما يضيف البحث قيمة منهجية عبر استخدام انحدار كوانتيل لتوضيح عدم التجانس في معاملات النمو بما ينسجم مع طبيعة الاقتصاد السوري الذي يتعرض لصدمات وتبدلات هيكلية تجعل ثبات المعاملات افتراضاً غير واقعي. ويقدم البحث أساساً عملياً لتصميم سياسات تفاضلية تربط أدوات السياسة المالية والاستثمارية بحالة النمو السائدة بدلاً من توصيات عامة لا تميز بين القاع والقمة في أداء الاقتصاد.

2- منهجية البحث:

تعتمد منهجية البحث على تحليل قياسي كمي يهدف إلى قياس تباين أثر نمو الاستثمار ونمو الإنفاق العام عبر مستويات النمو الاقتصادي السوري بدلاً من تقدير أثر متوسط واحد. يستخدم البحث بيانات زمنية لسوريا خلال الفترة 1971-2022، ويحوّل المتغيرات إلى معدلات نمو متسقة في الوحدات لتسهيل المقارنة. ثم يختبر خصائص السلاسل الزمنية قبل التقدير للتأكد من ملاءمة الاستدلال الديناميكي وتجنب النتائج الزائفة عبر اختبارات جذر الوحدة من نوع Phillips Perron مع تحديد المكوّنات الحتمية المناسبة لكل سلسلة مثل ثابت واتجاه أو ثابت فقط بحسب خصائص البيانات. بعد ذلك يقدّر البحث نموذج انحدار كوانتيل الذي يسمح بتغير معاملات الاستثمار والإنفاق عبر كوانتيلات توزيع النمو، ولتفسير اختلاف المعاملات اقتصادياً تتم مقارنة الإشارات والأحجام والدلالات الإحصائية عبر الكوانتيلات، ثم يُستخدم اختبار تماثل الكوانتيلات للتحقق مما إذا كانت معاملات الأطراف متناظرة حول الوسيط أم أن هناك لا تماثل بين القاع والقمة، وهو اختبار يربط مباشرة بين النتائج والسلوك غير الخطي للاقتصاد وذلك باستخدام برنامج EViews13.

3- متغيرات البحث:

يتضمن البحث ثلاث متغيرات كمية تُقاس بصيغة معدلات نمو متسقة زمنياً للفترة 1971-2022. المتغير التابع هو النمو الاقتصادي السوري ويمثل معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي GDP بوصفه مؤشر الأداء الكلي. المتغير المستقل الأول هو نمو الإنفاق العام GCS ويقيس التغير النسبي في الإنفاق الحكومي بما يعكس موقف السياسة المالية واتجاهها التوسعي أو الانكماشي. المتغير المستقل الثاني هو نمو الاستثمار INV ويقيس التغير النسبي في تكوين رأس المال بما يعكس ديناميكية تراكم رأس المال وقدرة الاقتصاد على توسيع الطاقة الإنتاجية.

4- فرضيات البحث:

الفرضية الأولى: لا يوجد أثر معنوي مشترك لنمو الإنفاق العام ونمو الاستثمار على النمو الاقتصادي السوري عند كوانتيلات توزيع النمو.

الفرضية الثانية: لا يوجد اختلاف معنوي في معاملات أثر نمو الإنفاق العام ونمو الاستثمار على النمو الاقتصادي السوري بين الكوانتيلات.

5- المناقشة والنتائج:

5-1 الإطار النظري والإحصائي للنموذج:

يمثل انحدار كوانتيل Quantile Regression امتداداً لانحدار المتوسط لأنه لا يقدّر أثر المتغيرات على القيمة المتوقعة للنمو فقط، بل يقدّر أثرها على مستويات مختلفة من توزيع النمو نفسه. هذا مناسب لاقتصاد مثل سوريا حيث قد يختلف أثر نمو الاستثمار ونمو الإنفاق العام عندما يكون النمو منخفضاً مقارنةً بحالات النمو المرتفع. في هذا الإطار تصبح العلاقة الاقتصادية غير متجانسة عبر الكوانتيل τ فتأخذ السياسة المالية والاستثمارية أثراً يتغير حسب موضع الاقتصاد داخل توزيع النمو [18].

الفكرة الأساسية هي نمذجة الكوانتيل الشرطي للنمو الحقيقي بدلالة محدداته. إذا كان المتغير التابع هو نمو الناتج المحلي الحقيقي GDP والنواقل المفسرة هي نمو الإنفاق العام GCS ونمو الاستثمار INV مع ثابت، فإن الكوانتيل الشرطي عند المستوى τ يُكتب كالتالي [14]:

$$Q_Y(\tau \mid X_t) = X_t'\beta(\tau)$$

حيث

$$X_t = [1, GCS_t, INV_t]'$$
$$\beta(\tau) = [\beta_0(\tau), \beta_1(\tau), \beta_2(\tau)]'$$

$\beta_1(\tau)$ يقيس مقدار تغير كوانتيل النمو عند τ عندما يرتفع نمو الإنفاق العام بوحدة واحدة مع ثبات بقية العوامل، و$\beta_2(\tau)$ يفعل الشيء نفسه لنمو الاستثمار. اختلاف β عبر τ يعني أن أثر السياسات ليس ثابتاً عبر مستويات النمو. تقدير $\beta(\tau)$ لا يعتمد على مربعات صغرى، بل على تصغير دالة خسارة لا متناظرة تسمى دالة الاختبار check function. صيغة التقدير القياسية تكون [14]:

$$\beta(\tau) = argmin_\beta \sum_t \rho_\tau (y_t - X_t'\beta)$$
$$\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$$

حيث تمثل I(.) دالة المؤشر. تتيح هذه الصياغة قدراً أعلى من المتانة تجاه القيم الشاذة وتسمح بالتقاط عدم تماثل الاستجابة بين حالات النمو المنخفض وحالات النمو المرتفع. وقبل تقدير انحدار الكوانتيل يجب التحقق من خصائص السلاسل الزمنية حتى لا تتعارض اتجاهات المدى الطويل بعلاقة الكوانتيل المراد قياسها. لذلك تم تطبيق اختبار فيليبس بيرون Phillips–Perron لاختبار فرضية وجود جذر وحدة، مع اختيار المكوّنات الحتمية بما يلائم طبيعة كل سلسلة، إذ أُدرج ثابت واتجاه خطي لبعض المتغيرات عند الحاجة، بينما تم التقيد بثابت فقط لمتغيرات أخرى وفق سلوك السلسلة وخصائصها. اختبار Phillips Perron يصحح الارتباط الذاتي وتباين الأخطاء غير المتساوي عبر تقدير تباين طويل الأجل عادةً بنواة Bartlett واختيار تلقائي لعرض الحزمة Bandwidth وفق منطق Newey West هذا يضمن أن قرار الاستقرارية مبني على إحصاء معدل Adj. t Stat وعلى قيم حرجة ملائمة [15,16]. بعد تقدير معاملات عدة كوانتيلات $\tau = 0.1, 0.9$ يمكن اختبار فرضيات بنيوية تتعلق بتماثل الأثر عبر الذيلين. اختبار Symmetric Quantiles Test في EViews يختبر قيوداً من نوع تماثل المعاملات حول الوسيط ويجري اختبار هذه القيود جماعياً عبر Wald Chi Square وكذلك بشكل تفصيلي لكل متغير. دلالة اختبار Wald العالية مثل Prob كبيرة تعني عدم رفض التماثل، أي أن اختلاف معاملات الذيلين حول الوسيط ليس قوياً إحصائياً في حدود العينة والمواصفة. أما إذا كانت الدلالة صغيرة فتتأكد لا تماثلية الاستجابة وأن أثر الاستثمار أو الإنفاق يختلف بين فترات النمو المنخفض جداً والمرتفع جداً [14] يوضح هذا الاختبار وقيوده كما يرد في اختبار Symmetry testing.

2-5 الإحصاءات الوصفية والرسوم البيانية:

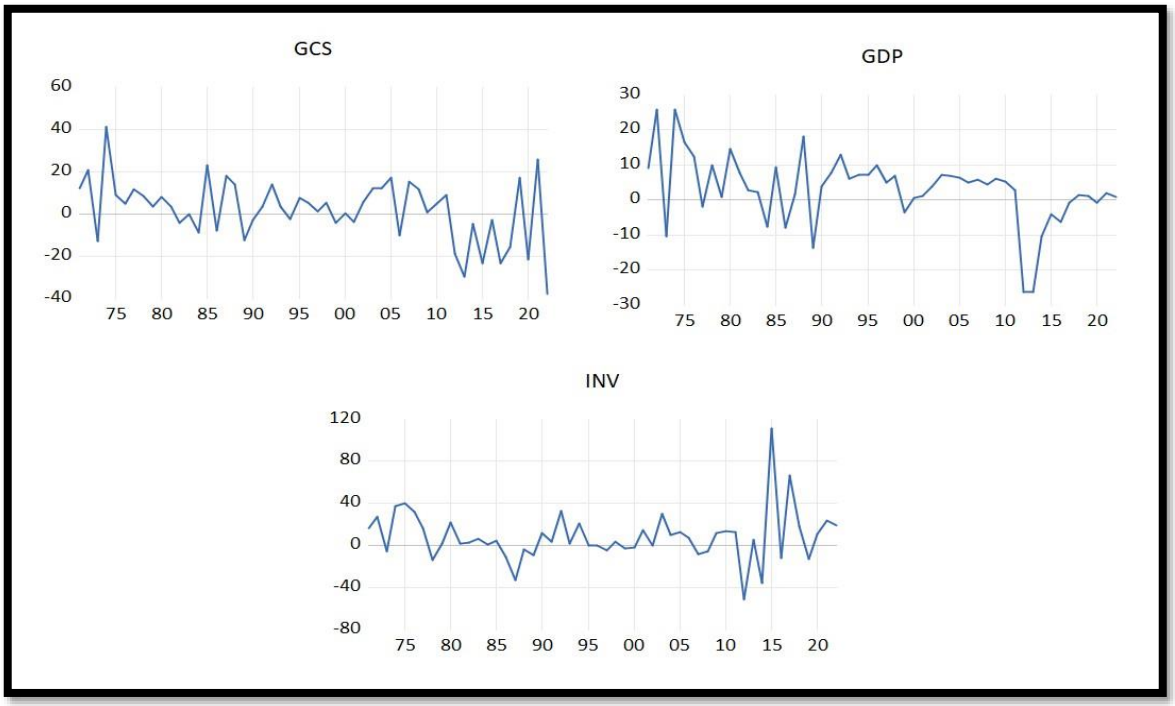
الجدول (1): التحليل الوصفي للمتغيرات

1971-2022	النمو الاقتصادي %	نمو الانفاق العام %	نمو الاستثمار العام %
	GDP	GCS	INV
Mean	3.135262	1.880860	8.432087
Median	4.215752	3.333752	5.181101
Maximum	25.79577	41.13399	110.9241
Minimum	-26.33902	-37.74582	-51.24858
Std. Dev.	9.853217	14.69475	24.13270
Skewness	-0.656977	-0.320751	1.350300
Kurtosis	4.957393	3.573286	8.553025
Jarque-Bera	12.04204	1.603730	82.61355
Probability	0.002427	0.448492	0.000000
Observations	52	52	52

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي في الملحق (1) وبرمجية EViews13

يبيّن الجدول 1 أن متوسط نمو الاقتصاد السوري GDP بلغ 3.14% مع تشتت مرتفع لأن الانحراف المعياري 9.80.05 وحدود التغير واسعة من 25.80% إلى −26.34% ما يعكس انتقال الاقتصاد بين توسع حاد وانكماش حاد حيث بلغ معامل الاختلاف لنمو GDP نحو 314.27 %، وهو مستوى مرتفع يؤكد عدم استقرار معدل النمو مقارنة بقيمته المتوسطة. متوسط نمو الإنفاق العام GCS بلغ 1.88% بانحراف معياري 14.69% وبمدى من 41.13% إلى −37.70.05 ما يشير إلى تقلبات مالية قوية مرتبطة بدورات الإيرادات والإنفاق وتمويل العجز حيث بلغ معامل الاختلاف نحو 781.28 %، وهو ما يشير إلى تقلب مالي شديد نسبة إلى متوسط النمو، ويرتبط ذلك بتبدل دورات الإيرادات والإنفاق وتغير أنماط تمويل العجز. متوسط نمو الاستثمار INV بلغ 8.43%

لكن بتقلب أكبر لأن الانحراف المعياري 24.13% والحد الأقصى 110.92% والحد الأدنى −51.20.05 ما يعكس صدمات استثمارية وعدم استقرار في تكوين رأس المال حيث بلغ معامل الاختلاف نحو 286.20 %، بما يعكس صدمات استثمارية وتقطعاً في تكوين رأس المال عبر الزمن. اختبار Jarque–Bera يشير إلى عدم توزع GDP وINV وفق التوزيع الطبيعي لأن الاحتمالية 0.00 لكليهما تقريباً 0.00 و0.00 بينما GCS أقرب للتوزيع الطبيعي لأن الاحتمالية 0.45. هذا يدعم استخدام انحدار كوانتيل لأنه يتعامل أفضل مع ذيول التوزيع وعدم الاعتدال فيه وهي سمات واضحة في البيانات السورية خلال 1971–2022. والشكل 2 يبين تقلبات واضحة في المتغيرات الثلاثة مع صدمات كبيرة في سنوات محددة. مسار GDP يظهر هبوطاً حاداً يصل إلى نحو −26.34% عام 2013 ثم تعافياً تدريجياً نحو قيم قريبة من الصفر في السنوات اللاحقة وهو نمط يتسق مع صدمة الحرب وتعطل الطاقة الإنتاجية ثم اقتصاد تعافٍ بطيء. مسار GCS يظهر قفزات موجبة وسالبة متكررة تصل تقريباً إلى 41.13% و−37.70.05 بعد 2011 ما يعكس سياسة مالية تتبدل بين التوسع والانكماش حسب ضغوط التمويل وتغير أولويات الإنفاق. مسار INV يظهر أعلى تقلب مع قفزات تصل إلى 110.92% عام 2016 وانخفاضات إلى −51.20.05 ما يشير إلى استثمار متقطع ومشاريع كبيرة في فترات الاستقرار ثم انكماش استثماري في فترات عدم اليقين.



الشكل (1): تطور متغيرات البحث خلال الفترة 1971–2022

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي في الملحق (1) وبرمجية EViews13

3-5 اختبارات الاستقرارية وعدم تماثل التأثير

الجدول (2): اختبار استقرارية المتغيرات

Variable	Unit root test	Deterministic terms in test equation	PP test statistic (Adj. t-Stat)	Critical value 1%	Critical value 0.05	Critical value 10%	p-value
GDP	Phillips-Perron	Constant and linear trend	-6.410107	-4.148465	-3.500495	-3.179617	0.0000
GCS	Phillips-Perron	Constant and linear trend	-8.804302	-4.148465	-3.500495	-3.179617	0.0000
INV	Phillips-Perron	Constant only	-8.131064	-3.565430	-2.919952	-2.597905	0.0000

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي في الملحق (1) وبرمجية EViews13

نتائج PP في الجدول 2 ترفض فرضية جذر الوحدة عند المستوى لكل المتغيرات لأن إحصاء GDP يساوي −6.41 وهو أقل من القيمة الحرجة عند 1% البالغة −4.15 مع احتمالية 0.00. النتيجة نفسها تظهر في GCS حيث الإحصاء −8.80 واحتمالية 0.00 مع ثابت واتجاه. أما INV فالإحصاء −8.13 واحتمالية 0.00 مع ثابت فقط وهو أقل من القيمة الحرجة 1% البالغة −3.57. هذا يعني أن السلاسل مستقرة عند المستوى وفق مواصفات الاختبار المستخدمة، ما يسمح بتقدير انحدار كوانتيل على القيم كما هي دون الحاجة لفرق إضافي، ويجعل الاستدلال على اختلاف الأثر عبر الكوانتيل أكثر موثوقية.

الجدول (3): اختبار عدم تماثل التأثير Symmetric Quantiles Test

Part	Test	Chi-Sq. Statistic	d.f.	Prob.	Quantiles	Variable	Restr. Value	Std. Error	Prob.
Test Summary	Wald Test (Asymmetry)	11.84	3	0.0079	—	—	—	—	—
Restriction Detail	$b(\tau)+b(1-\tau)-2b(0.5)=0$	—	—	—	0.1, 0.9	GCS	0.62	0.19	0.0012
Restriction Detail	$b(\tau)+b(1-\tau)-2b(0.5)=0$	—	—	—	0.1, 0.9	INV	-0.41	0.14	0.0036
Restriction Detail	$b(\tau)+b(1-\tau)-2b(0.5)=0$	—	—	—	0.1, 0.9	C	3.85	1.42	0.0068

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي في الملحق (1) وبرمجية EViews13

يشير اختبار Wald في الجدول 3 إلى رفض فرضية التماثل حول الوسيط لأن Chi-Sq يساوي 11.84 واحتمالية 0.01. هذا يعني أن تأثير GCS وINV ليس متناظراً بين الذيل الأدنى والذيل الأعلى من توزيع نمو GDP. تفاصيل القيود عند (0.10, 0.90) تؤكد ذلك لأن قيد GCS يساوي 0.62 بانحراف معياري 0.19 واحتمالية 0.00، وقيد INV يساوي −0.41 بانحراف معياري 0.14 واحتمالية 0.00، وقيد الثابت C يساوي 3.85 بانحراف معياري 1.42 واحتمالية 0.01 هذا يدل أن السياسة المالية والاستثمارية تعمل بقوة مختلفة عندما يكون النمو منخفضاً جداً مقارنةً عندما يكون مرتفعاً جداً، وهو سلوك متوقع في سوريا لأن قيود العرض والتمويل والمخاطر قد تجعل عائد الاستثمار يتغير بين فترات الانكماش وفترات التحسن النسبي.

4-5 تقدير النموذج وتشخيصه

الجدول (4): تقدير نموذج كوانتيل عند كمية = 0.1

Dependent Variable: GDP
Method: Quantile Regression (tau = 0.1)
Sample: 1971 2022
Included observations: 52
Huber Sandwich Standard Errors & Covariance
Sparsity method: Kernel (Epanechnikov) using residuals
Bandwidth method: Hall-Sheather, bw=0.092698
Estimation successfully identifies unique optimal solution

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GCS	0.630494	0.064090	9.837559	0.0000
INV	0.155282	0.029831	5.205444	0.0000
C	-6.595751	1.257125	-5.246696	0.0000

Pseudo R-squared	0.458409	Mean dependent var	3.135262
Adjusted R-squared	0.436303	S.D. dependent var	9.853217
S.E. of regression	10.03435	Objective	56.84569
Quantile dependent var	-7.952929	Restr. objective	104.9605
Sparsity	29.11698	Quasi-LR statistic	36.72148
Prob(Quasi-LR stat)	0.000000		

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي في الملحق (1) وبرمجية EViews13

عند الكمية 0.10 يمثل النمو حالة أداء ضعيف. معامل GCS يساوي 0.63 مع خطأ معياري 0.06 وإحصاء t يساوي 9.84 واحتمالية 0.00، ما يعني رفض فرضية العدم الخاصة بعدم معنوية أثر الإنفاق العام عند هذه الكمية وقبول وجود أثر موجب قوي. معامل INV يساوي 0.16 مع خطأ معياري 0.03 وإحصاء t يساوي 5.21 واحتمالية 0.00، ما يعني أيضاً رفض فرضية العدم الخاصة بعدم معنوية أثر الاستثمار عند هذه الكمية. الثابت يساوي −6.60 واحتمالية 0.00 ما يعكس أن الاقتصاد عند الذيل الأدنى يميل إلى نمو سلبي إذا لم يتحقق دعم عبر GCS وINV. اقتصادياً في سوريا عندما يكون النمو منخفضاً تصبح زيادة الإنفاق العام أكثر فاعلية لأنها تحافظ على الطلب الكلي والخدمات الأساسية وتخفف انهيار النشاط، كما أن تحسن الاستثمار ولو كان محدوداً يرفع النمو لأن نقطة البداية تكون منخفضة والاقتصاد يستجيب سريعاً لأي توسع في تكوين رأس المال. جودة الملاءمة هنا مقبولة لأن Pseudo R^2 يساوي 0.46 واحتمالية Quasi-LR تساوي 0.00، ما يعني أن النموذج يفسر جزءاً جيداً من تغيرات النمو في حالة القاع.

الجدول (5): تقدير نموذج كوانتيل عند كمية = 0.9

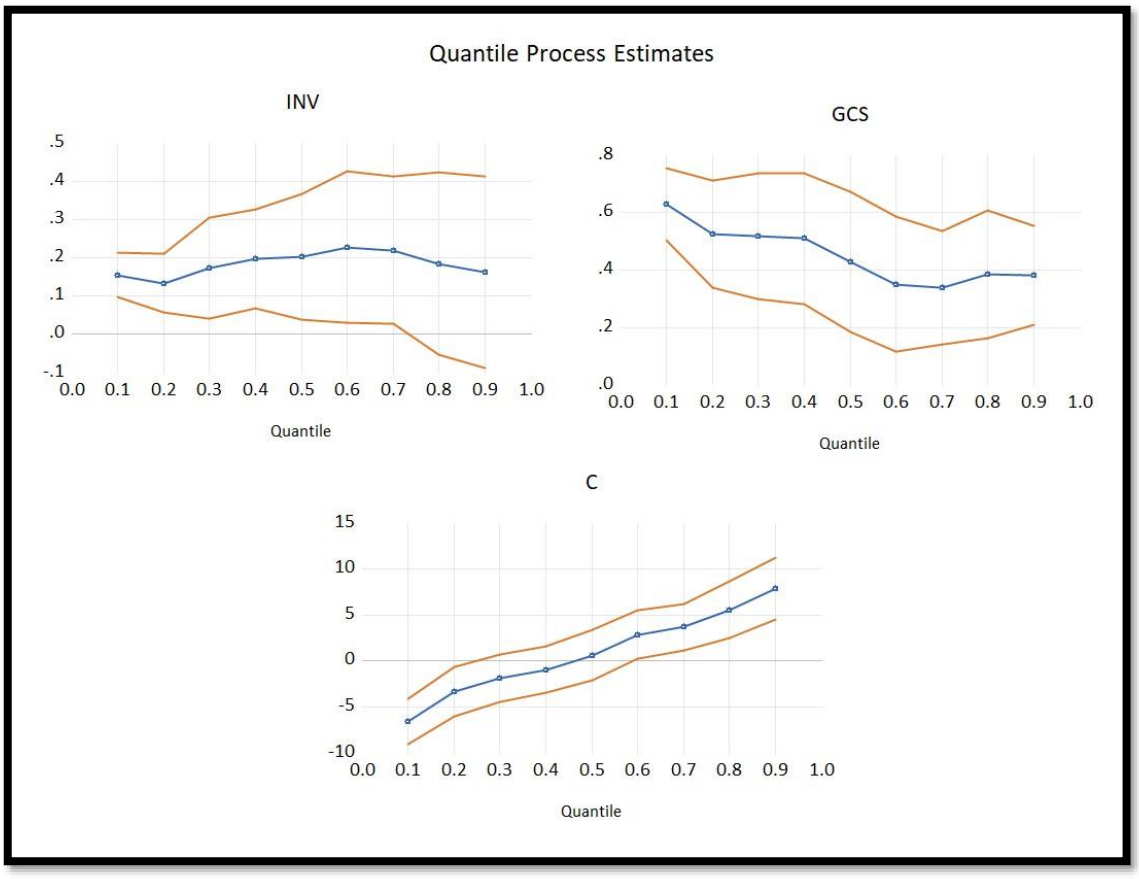
Dependent Variable: GDP
Method: Quantile Regression (tau = 0.9)
Sample: 1971 2022
Included observations: 52
Huber Sandwich Standard Errors & Covariance
Sparsity method: Kernel (Epanechnikov) using residuals
Bandwidth method: Hall-Sheather, bw=0.092698
Estimation successfully identifies unique optimal solution

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

GCS	0.381907	0.087303	4.374493	0.0001
INV	0.161189	0.127570	1.263535	0.2124
C	7.877583	1.726409	4.562987	0.0000
Pseudo R-squared	0.404930	Mean dependent var		3.135262
Adjusted R-squared	0.380641	S.D. dependent var		9.853217
S.E. of regression	9.509452	Objective		51.54411
Quantile dependent var	12.97279	Restr. objective		86.61852
Sparsity	25.61134	Quasi-LR statistic		30.43306
Prob(Quasi-LR stat)	0.000000			

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي في الملحق (1) وبرمجية EViews13

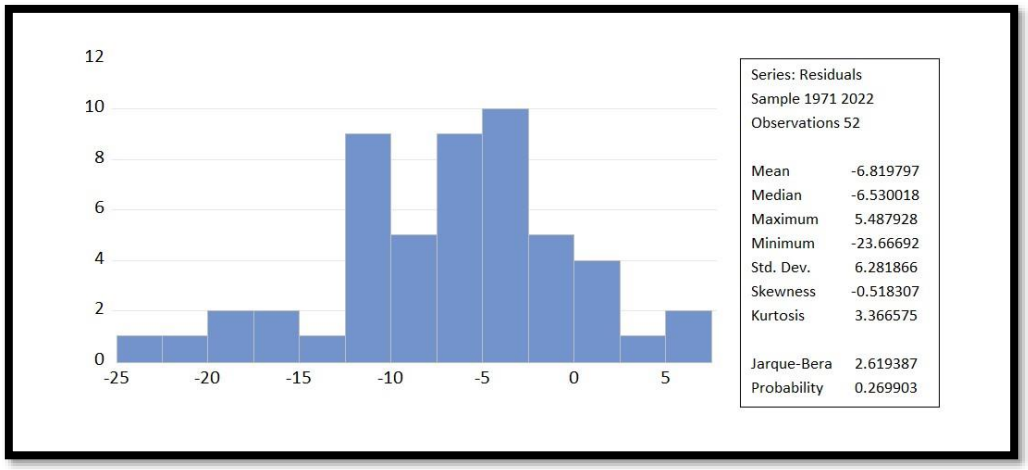
في الجدول 4 عند الكمية 0.90 يمثل النمو حالة أداء مرتفع. معامل GCS يساوي 0.38 مع خطأ معياري 0.09 وإحصاء t يساوي 4.37 واحتمالية 0.00، ما يعني رفض فرضية العدم الخاصة بعدم معنوية أثر الإنفاق العام حتى عند القمة، لكن بقوة أقل من حالة القاع لأن 0.38 أقل من 0.63. معامل INV يساوي 0.16 لكنه غير معنوي لأن الاحتمالية 0.21 وإحصاء t يساوي 1.26، ما يعني عدم رفض فرضية العدم الخاصة بعدم معنوية أثر الاستثمار عند القمة. الثابت موجب 7.88 واحتمالية 0.00 ما يعكس أن حالات النمو المرتفع تحمل زخماً داخلياً أعلى. اقتصادياً في سوريا تفسير ضعف معنوية INV عند القمة بأن الاستثمار في فترات النمو الأعلى يواجه اختناقات عرض ومخاطر وتمويل وقيود استيراد مدخلات، فتتراجع قدرته على دفع النمو مقارنة بحالات التعافي من القاع، بينما يبقى الإنفاق العام مؤثراً لأنه قناة مباشرة للطلب والإنفاق التشغيلي وإعادة الإعمار الجزئي. جودة الملاءمة تبقى جيدة لأن Pseudo R^2 يساوي 0.40 واحتمالية Quasi-LR تساوي 0.00.



الشكل (2): تباين معاملات التأثير من خلال نموذج كوانتيل

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي في الملحق (1) وبرمجية EViews13

يوضح الشكل 2 أن معامل GCS يتجه للانخفاض مع ارتفاع الكوانتيل، ما يعني أن فاعلية نمو الإنفاق العام أعلى عندما يكون النمو منخفضاً ثم تتراجع تدريجياً عند مستويات النمو الأعلى، وهذا يتسق مع نتائج 0.10 و0.90 حيث 0.63 مقابل 0.38. معامل INV يظهر ميلاً للاستقرار حول قيم قريبة من 0.15 إلى 0.20 عبر معظم الكوانتيل مع ضعف واضح في الطرف الأعلى من حيث الدلالة، ما ينسجم مع عدم معنوية INV عند 0.90 هذا يعني أن الاستثمار في سوريا يدعم النمو بقوة أكبر عندما يكون الاقتصاد في حالة هبوط أو تعافٍ أولي، بينما عند نمو مرتفع تصبح قيود العرض والتمويل أكثر حسماً، فتتراجع القدرة الإضافية للاستثمار على توليد نمو أعلى.



الشكل (3): اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي في الملحق (1) وبرمجية EViews13

النتائج في الشكل 3 تشير إلى أن البواقي أقرب للتوزيع الطبيعي لأن Jarque–Bera يساوي 2.62 واحتمالية 0.27، ما يعني عدم رفض توزع البواقي وفق التوزيع الطبيعي عند المستويات المعتادة مما يدعم سلامة الاستدلال العام.

الجدول (6): تقدير نموذج كوانتيل عند كمية = 0.9

Ramsey RESET Test
Omitted Variables: Squares of fitted values
Specification: GDP GCS INV C

	Value	df	Probability
QLR L-statistic	3.072506	1	0.0796
QLR Lambda-statistic	2.953981	1	0.0857

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي في الملحق (1) وبرمجية EViews13

وفق الجدول 6 عند مستوى معنوية 0.05 لا يشير اختبار Ramsey RESET إلى مشكلة مواصفة لأن احتمالية QLR L–statistic تساوي 0.08 واحتمالية QLR Lambda–statistic تساوي 0.09 وهما أكبر من 0.05. هذا يعني عدم رفض فرضية العدم التي تفيد بأن النموذج محدد بصورة صحيحة ولا توجد لاخطية جوهرية ناتجة عن إهمال حدود تربيعية للقيم المتنبأ بها تفسير ذلك بأن الصياغة المعتمدة التي تربط نمو الناتج GDP بكل من

نمو الإنفاق العام GCS ونمو الاستثمار INV تبين جزءاً مهماً من ديناميكية النمو خلال الفترة 1971–2022 بدرجة كافية وفق معيار 0.05.

6- الاستنتاجات والتوصيات:

6-1 الاستنتاجات:

1-تظهر بنية النمو في سورية خلال 1971 إلى 2022 مساراً شديد التذبذب مع عدم تماثل واضح في توزيع النمو وفي نمو الاستثمار مقارنة بنمو الإنفاق العام وهذا يعني أن أثر كل من الإنفاق العام والاستثمار لا يمكن التعامل معه كأثر متوسط واحد بل كأثر يتبدل بحسب حالة الاقتصاد داخل توزيع النمو.

2-تؤكد النتائج أن خصائص السلاسل تسمح بتقدير العلاقة على المستويات ضمن مواصفات الاختبار المعتمدة ما يدعم قراءة الفروق بين الكوانتيلات على أنها اختلافات اقتصادية في الاستجابة لا تشوهات ناتجة عن اتجاهات طويلة الأجل أو معالجة غير مناسبة للبيانات.

3-تكشف النتائج عن عدم تجانس جوهري في استجابة النمو لتغيرات الإنفاق العام والاستثمار بين حالات النمو المنخفض وحالات النمو المرتفع وهذا يعني أن الاقتصاد السوري لا يتطور بشكل متناظر بين فترات الضعف وفترات القوة وأن فعالية السياسة تتغير مع انتقال الاقتصاد من الذيل الأدنى إلى الذيل الأعلى.

4-في حالات النمو المنخفض يكون للإنفاق العام أثر داعم قوي على النمو كما يظهر أثر الاستثمار أيضاً بصورة واضحة ما يعني أن السياسة المالية والاستثمار يملكان قدرة أعلى على تقليل عمق التراجع عندما تكون الفجوة الإنتاجية واسعة وتكون حساسية الاقتصاد لأي دفعة طلب أو طاقة إنتاجية أكبر.

5-في حالات النمو المرتفع يستمر أثر الإنفاق العام لكنه يصبح أقل قوة بينما يتراجع أثر الاستثمار إلى درجة لا تسمح بإثباته إحصائياً ضمن هذا الطرف من التوزيع ما يعني أن الاستثمار في فترات الذروة يرتبط بقيود كفاءة وتمويل ومدخلات تجعل أثره أقل مباشرة أو أكثر تأخراً مقارنة بالإنفاق العام الذي يعمل عبر قناة أسرع.

6-تقود النتائج إلى توصيف عملي لمزيج السياسات في سورية إذ يظهر أن الإنفاق العام أداة أكثر ثباتاً عبر حالات النمو المختلفة بينما يتطلب الاستثمار إدارة أكثر انتقائية تربط التوسع الاستثماري بقدرة الاقتصاد على التمويل والاستيراد والتشغيل حتى لا يتحول ارتفاع الاستثمار في القمة إلى أثر ضعيف أو متأخر.

6-2 التوصيات:

✓ يوصي البحث صانعي السياسات الاقتصادية باعتماد تصميم تفاضلي للسياسة المالية والاستثمارية يرتبط بحالة النمو السائدة، بحيث لا تُبنى القرارات على متوسط أثر واحد بل على اختلاف الفاعلية بين مستويات النمو. في فترات النمو المنخفض ينبغي استخدام الإنفاق العام كأداة استقرار كلي عبر توجيه التوسع المالي نحو بنود ذات مضاعف أعلى وأثر أقصر زمناً على النشاط الحقيقي مثل صيانة البنية التحتية والخدمات العامة الأساسية وبرامج دعم التشغيل، مع ضبط النفقات الأقل إنتاجية لتفادي اتساع الاختلالات. وفي الإطار نفسه يتطلب تعظيم أثر الاستثمار خلال مراحل التعافي التركيز على مشاريع قصيرة دورة التنفيذ ومحددة المخرجات مع حوكمة صارمة لعملية الاختيار والترسية والتنفيذ، لأن نتائج النموذج تشير إلى أن الاستثمار أكثر قدرة على رفع النمو عند القاع مقارنة بالقمة.

✓ وعند مستويات النمو المرتفعة نسبياً توصي النتائج بعدم التعويل على زيادة الاستثمار كخيار وحيد لرفع النمو، بل بإعطاء أولوية لمعالجة قيود العرض التي تخفض العائد الحدّي للاستثمار مثل اختناقات الطاقة والمدخلات الوسيطة والتمويل وتسهيلات الحصول على مستلزمات الإنتاج.

✓ توصي الدراسة بإعادة هيكلة الإنفاق العام من منظور الحجم إلى منظور الكفاءة عبر مراجعة تركيبته وربط التخصيصات بمؤشرات أداء ونتائج قابلة للقياس، مع تعزيز الإنفاق الذي يرفع الإنتاجية طويلة الأجل مثل التعليم والتدريب والصحة والبنية التحتية الإنتاجية. ولتحسين استجابة الاستثمار الخاص توصي الدراسة بتقليل عدم اليقين عبر استقرار القواعد التنظيمية والضريبية وتبسيط الإجراءات وحماية إنفاذ العقود، لأن عدم الاستقرار المؤسسي يضعف أثر الاستثمار ويزيد تذبذب النمو.

✓ توصي الدراسة بتطوير منظومة بيانات وطنية أكثر دقة وتواتراً حول الاستثمار العام والخاص وتركيبة الإنفاق وجودة التنفيذ، بما يسمح بتطبيق تقييم دوري مبني على الأدلة وبتحديث تقديرات النموذج لتصبح أداة متابعة وليست مجرد نتيجة بحثية.

References:

[1] S. Akel and R. Ismail, "The impact of public expenditure on economic growth in Syria during the period 1994–2012," *Latakia University Journal – Economic and Legal Sciences Series* (Tishreen University Journal), (in Arabic) vol. 45, no. 1, pp. 125–136, 2023.

[2] R. Ismail and S. Akel, "Funding sources of the budget deficit and its impact on economic growth in Syria during the period 1994–2012," *Latakia University Journal – Economic and Legal Sciences Series* (Tishreen University Journal), (in Arabic) vol. 43, no. 4, pp. 982–1000, 2021.

[3] M. M. Dayoub, "The impact of government expenditure on economic growth in Syria An econometric study for the period (1990–2010)," *Tishreen University Journal – Economic and Legal Sciences Series*, (in Arabic) vol. 12, no. 1, pp. 111–128, 2018.

[4] H. Kerboub, "The impact of the structure of government expenditure on economic growth and unemployment in Algeria (1990–2021), (in Arabic), 2023.

[5] H. K. S. Al-Aaraji, *The Impact of Government-Directed Spending on the Structure of the Labor Force and Economic Growth in Iraq 2004–2022*, M.S. thesis, Dept. of Economics, College of Management and Economics, University of Karbala, Karbala, Iraq, (in Arabic) 2025.

[6] A. Shaddady, "Is government spending an important factor in economic growth in Central and Eastern Europe and Central Asia An empirical analysis using a panel quantile regression approach," *Economies*, vol. 10, no. 11, 2022.

[7] S. Sosvilla-Rivero, "Public expenditure and economic growth Further evidence for the European Union," *Journal of International Relations and Development*, no. 6, pp. 709–729, 2025.

[8] T. T. M. Ha, "Does public expenditure promote economic growth in Asean-8 Empirical evidence from panel quantile regression analysis," *Academy of Strategic Management Journal*, vol. 21 (Special Issue 6), pp. 1–8, 2022.

[9] E. Avdimetaj and V. Gërvalla, "The relation between government expenditures and economic growth An empirical analysis in European developing countries," *Economic Alternatives*, no. 2, pp. 354–377, 2025, doi: 10.37075/EA.2025.2.04.

[10] Y. M. V. Mudayen et al., "Does public debt encourage economic growth An empirical quantile regression approach," *Economies*, vol. 13, no. 4, 2025.

[11] N. T. M. Linh, N. T. Hung, and N. M. Phuc, "Nexus between public debt and economic growth in BRICS countries new evidence from quantile and frequency approaches," *Regional Statistics*, vol. 16, no. 1, pp. 1–28, 2026.

[12] S. Acosta-Ormaechea and A. Morozumi, "Public Spending Reallocations and Economic Growth across Different Income Levels," *Economic Inquiry*, vol. 55, no. 1, pp. 98–114, 2017.

[13] A. Afonso and M. St. Aubyn, "Economic Growth, Public, and Private Investment Returns in 17 OECD Economies," *Portuguese Economic Journal*, vol. 18, no. 1, pp. 47–65, 2019.

[14] EViews, "Quantile Regression Background," EViews Help, 2025.

[15] EViews, "Quantile Regression Views and Procedures," EViews Help, 2025.

[16] EViews, "Unit Root Testing and Phillips–Perron Test," EViews Help, 2025.

[17] V. Chernozhukov, I. Fernández-Val, and B. Melly, "Fast algorithms for the quantile regression process," Empirical Economics, vol. 62, pp. 2649–2670, 2022.

[18] A. L. M. Kamal and M. E. AboElsoud, "Modeling economic growth factors in Egypt: A quantile regression approach," Heliyon, vol. 9, no. 2, e13143, Feb. 2023.

[19] F. J. Delgado, "Public Expenditure and Economic Growth: Empirical Evidence for the EU," Politická ekonomie, vol. 2023, no. 6, pp. 709–729, 2023.

ملحق (1): متغيرات البحث

إجمالي تكوين رأس المال الثابت (% النمو السنوي)	إجمالي الإنفاق الوطني (%)	نمو إجمالي الناتج المحلي (% سنوياً)	Year
16.65605	11.90043	8.955815	1971
27.2172	20.70682	25.66072	1972
-5.55953	-12.7888	-10.4699	1973
37.11652	41.13399	25.79577	1974
40.18745	8.712293	16.35158	1975
31.4571	4.825093	12.25445	1976
15.98329	11.69495	-1.79952	1977
-13.3562	8.388399	9.94259	1978
1.617933	3.279293	0.887989	1979
21.89048	8.122453	14.50812	1980
2.030541	3.312612	7.755344	1981
2.795755	-4.49153	2.789087	1982
5.848674	-0.39033	2.32034	1983
1.11898	-9.07852	-7.61063	1984

4.860818	22.86677	9.350807	1985
-11.4067	-7.92425	-7.95293	1986
-32.6333	17.81556	1.682282	1987
-3.97795	13.94871	18.01114	1988
-9.08896	-12.5316	-13.6473	1989
11.8987	-3.04429	3.739556	1990
3.680465	3.19986	7.666468	1991
32.55931	13.79435	12.97279	1992
1.430113	3.354891	6.150896	1993
20.70059	-2.59692	7.213029	1994
-0.01668	7.358246	7.02659	1995
-0.29491	5.225151	9.825569	1996
-5.02357	1.05411	5.023805	1997
3.221889	5.341087	6.785305	1998
-2.60385	-4.12393	-3.55345	1999
-2.31612	0.252941	0.675643	2000
14.13013	-4.02503	1.047287	2001
0	5.493363	3.954832	2002
30.19736	11.97259	7.204435	2003
10.27101	11.95479	6.902959	2004
12.67795	17.19632	6.215078	2005
7.104961	-10.4126	5.046196	2006
-8.28395	15.34189	5.674592	2007
-5.86756	11.72778	4.476673	2008
11.4872	0.620708	5.912043	2009
13.57152	4.807079	5.191906	2010
13.03209	8.898672	2.850003	2011
-51.2486	-18.6921	-26.339	2012
5.501385	-29.8437	-26.3001	2013
-35.2893	-4.67587	-10.3103	2014
110.9241	-23.4873	-4.17979	2015
-11.8292	-2.9029	-6.40559	2016
66.83992	-23.3246	-0.72328	2017
17.85819	-15.7933	1.393176	2018
-12.9851	17.01204	1.220705	2019
10.86615	-21.3955	-0.69715	2020
24.04028	25.7603	1.854216	2021
19.4759	-37.7458	0.732781	2022

المصدر: بيانات البنك الدولي