



Munich Personal RePEc Archive

Test of Non Linear Cointegration between Government Investment and Private Investment in Saudi Arabia Economy

Ghassan, Hassan B. and AlDehailan, Salman

Umm Al-Qura University, Imam University

9 July 2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/80674/>

MPRA Paper No. 80674, posted 08 Aug 2017 08:13 UTC

اختبار التكامل المشترك غير الخطي بين الاستثمار
الحكومي والاستثمار الخاص في الاقتصاد السعودي
حسن بلقاسم غصان¹ سلمان صالح الدحيلان²

خلاصة

يهدف البحث إلى التحقق من إمكانية وجود علاقة التوازن على المدى البعيد بين الاستثمار الحقيقي الخاص والحكومي في المملكة العربية السعودية، وذلك باستخدام اختبار عتبة التكامل المشترك. ولقد أظهرت النتائج استقرار الآثار الاقتصادية والمالية على الاستثمار في القطاع الخاص سواء فوق العتبة أو تحت العتبة بشكل رئيس. وكأن الاختلالات السلبية تزول بسرعة أكبر مقارنة بتلك الموجبة، والتي تظل غير دائمة. مما يدل على قدرة الاقتصاد السعودي على امتصاص الصدمات خارجية المنشأ والأزمات السلبية بصفة خاصة.

تصنيف JEL: E22، C22

الكلمات الأساسية: الاستثمار الخاص، الاستثمار العام، التكامل المشترك غير الخطي، الاقتصاد السعودي.

Abstract

This paper investigates the long-run relationship between the real private investment and the government investment in Saudi Arabia using a threshold cointegration test. The results show the stability of the private investment effect both above the threshold and mostly below the threshold. As if the negative discrepancies disappear more quickly than those positive, which remains non-permanent. This finding reveals the strength of the Saudi Arabia economy in response to exogenous shocks and especially the negative ones.

Key Words: Investment, Public Investment, Threshold Cointegration, Saudi Arabia Economy.

JEL Classification: E22, C22

¹ جامعة الملك فيصل، كلية العلوم الإدارية، قسم الاقتصاد، صندوق البريد 1760 الهفوف 31982، المملكة العربية السعودية.
وجامعة محمد بن عبد الله، كلية الاقتصاد، قسم العلوم الاقتصادية، فاس، المملكة المغربية. الهاتف: +096635800000 تحويله
1761. الفاكس: +096635800215 تحويله 128. البريد الإلكتروني: hbghassan@yahoo.com (للمراسلة)

² جامعة الإمام محمد بن سعود، قسم الاقتصاد، صندوق البريد 5535 الأحساء، 31982، المملكة العربية السعودية. الهاتف:
+0096635820441 تحويله 263. البريد الإلكتروني: sdehailan@yahoo.co.uk

1 مقدمة

في القطاع الخاص يتوقف قرار الاستثمار مبدئياً على الربحية المتوقعة والظروف الاقتصادية المواتية، كما يتأثر بالتباينية في السياسات الحكومية للاستثمار التي قد تسعى إلى تحفيز الاستثمار الخاص في اتجاهات وأبعاد معينة. يعتمد البحث نظرياً على منهج الطلب والذي يقتضي تقدير دالة الاستثمار ويتيح قياس أثر الطلب المتوقع وأثر المتغيرات ذات الصلة بالجهود الاستثمارية الخاصة. إذا كانت فرضية تكاليف الاستعداد غير المتماثلة (Asymmetric Adjustment Costs) تبدو مناسبة لنمذجة الاستثمار الخاص (ديكسيت وبنديك، 1994) (Dixit & Pindyck)، فيمكن إذن الاعتماد عليها لدراسة العلاقة التوازنية المحتملة بين الاستثمار الحكومي والاستثمار الخاص. وعليه، تكون الفرضية التي يختبرها البحث إذن هي أن الآثار المترتبة عن الزيادة أو النقصان في الاستثمارات الحكومية تكون غير متماثلة. ولذلك، فإن المنهجية الملائمة تقتضي استخدام التكامل المشترك غير الخطي للتحقق من وجود علاقة على المدى البعيد بين الاستثمار الحكومي والخاص. وهذا البعد من العلاقة يساعد الدولة على التفريق بين أثر الزيادة وأثر النقصان في الاستثمار الحكومي (أي عدم اعتبار التماثل)، وذلك لأن لكل اتجاه مسار مختلف في التأثيرات حسب مكونات النشاط الاستثماري للقطاع الخاص.

وتأتي أجزاء البحث على النحو التالي، تتناول الفقرة الثانية الدراسات السابقة والفقرة الثالثة توضح أهداف ومنهجية البحث. أما الفقرة الرابعة، فتعرض بداية النموذج النظري للاستثمار ثم المقاربة النظرية لعبء التكامل المشترك. وتتطرق الفقرة الخامسة إلى البيانات واختبار جذر الوحدة. وتقدم الفقرة السادسة نتائج اختبار التكامل المشترك مع عتبة، مع بلورة القراءة والتفسير لأهم النتائج. أما في الفقرة السابعة يتم استخلاص أهم الاستنتاجات.

2 الدراسات السابقة

يبدو أن علاقة التزاحم بين الاستثمار الحكومي وغير الحكومي غير قطعية من الجانب النظري والتطبيقي أيضاً. وذلك للتباين الحاصل بين السياسات المالية الحكومية ولتعدد المقاربات القياسية لتحديد طبيعة العلاقة بين الإنفاق الاستثماري الحكومي والاستثمار الخاص.

من بين الدراسات التطبيقية التي أنجزت لتحليل العلاقة بين الإنفاق الحكومي والاستثمار الخاص على الاقتصاد السعودي، دراسة الجراح والمحميد (1997) والحكمي (2002). خلصت الدراسة الأولى، دون استعمال اختبار التكامل المشترك، إلى أن مبدأ المزاحمة ينطبق على حالة الاقتصاد السعودي حيث إن الزيادة في الإنفاق الحكومي على المشروعات الإنتاجية يقلل من الاستثمارات المتاحة للقطاع الخاص. أما دراسة الحكمي (2002)، فتوصلت عبر منهجية

التكامل المشترك الخطي إلى وجود علاقة على المدى الطويل بين الإنفاق الاستثماري الحكومي والإستثمار الخاص، وأوضحت خضوع هذا الأخير لأثر المزامنة الناشئ عن الاستثمار الحكومي. كذلك تطرقنا بتفصيل في بحوث سابقة لمعرفة هذه العلاقة عبر تحديد نموذج لدالة الاستثمار الخاص في المملكة المغربية (غصان، 2003)، ثم في المملكة العربية السعودية (الهجوج وغصان، 2009). لكن يبدو أن معظم الدراسات السابقة تناولت موضوع المزامنة بناء على التكامل المشترك الخطي. كما أن معظم الدراسات التي استخدمت فيها المسارات غير الخطية قد ركزت خصوصا على تأثيرات الأسعار مثلا لتحليل العلاقة بين أسعار الجملة وأسعار التجزئة، أو بين أسعار العملات النسبية وسعر الصرف الحقيقي.

ولا نكاد نجد بحوث تتناول أثر المزامنة بنفس المنهجية المقترحة في هذه الدراسة، لكن هناك دراسات تأصيلية حول عدم خطية السياسة المالية مثل دراسة **كيافازي وآخرون (2000)** والتي ركزت على السياسة الجبائية ودراسة **أرستيس وآخرون (2004)** للعلاقة غير الخطية بين النفقات والإيرادات الحكومية. كما نجد دراسة **باجو-روبيو وآخرون (2006)** والتي سعت إلى برهنة أن السياسة المالية لها تأثيرات غير خطية بمعنى أن مدى تأثير وإشارة ردود الاستجابة للمتغيرات الاقتصادية الكلية عند الصدمات في السياسة المالية تختلف حسب الأساليب والشروط الأساسية الأولية التي أدت إلى تفعيل إجراءات مالية حكومية.

3 أهداف ومنهجية البحث

تهدف هذه الورقة إلى تحليل أثر الاستثمار العام على الاستثمار الخاص. ولتحقيق ذلك نتناول بالدراسة علاقة المدى البعيد بين الاستثمار الحكومي وبين الاستثمار في القطاع الخاص، ثم نحدد مدى الآثار التكاملية أو الإحلالية للاستثمارات الحكومية مع الإستثمارات الخاصة. نشير إلى أن الاستثمار الحكومي يتضمن الإنفاق الاستثماري الحكومي على البنية التحتية، والإنفاق الاستثماري الحكومي على المشاريع الإنتاجية، والإنفاق الاستثماري للشركات المملوكة للحكومة أو الدولة. وبافتراض أن الآثار المترتبة عن الزيادة أو الانخفاض في الاستثمار الحكومي غير متماثلة، فإن المنهجية الملائمة تستلزم استخدام التكامل المشترك غير الخطي وتحديد التكامل المشترك مع عتبة.

4 معادلة الاستثمار واختبار عتبة التكامل المشترك

1.4 نموذج الاستثمار

تتمثل مساهمة هذه الورقة في اختبار الآثار غير المتماثلة للاستثمارات الحكومية على الاستثمار الخاص، وذلك باستخدام التكامل المشترك غير الخطي. نجد عدد قليل من الدراسات التطبيقية

التي تسعى إلى تحديد العلاقة بين الاستثمار غير القابل للتراجع وأثر الاستثمارات الحكومية على الاستثمار الخاص، ويوظف مبدأ عدم قابلية التراجع في إطار عدم اليقين. في هذا السياق يعتبر الاستثمار الخاص بمثابة المتغير التابع ويفسر سلوكه الاستثماري عبر الدالة الضمنية التالية:

$$(1) \quad IPR_t = IPR(IPR_{t-1}, IPU_t, IBG_t, Y_t^*, CRE_t, rir_t)$$

حيث أن المتغيرات الحقيقية IPR ، IPU ، IBG ، Y^* ، CRE و rir تمثل على التوالي الاستثمار الخاص، استثمار المؤسسات المملوكة للحكومة والمستقلة في ميزانيتها الاستثمارية، الاستثمار الحكومي الإنتاجي في ميزانية الدولة، الطلب المتوقع أو المسبق، والقروض الائتمانية المقدمة للقطاع الخاص، ونسبة الفائدة البنكية الحقيقية.

إن المعامل الموجب لمتغيرة الاستثمار الخاص المبطل IPR_{t-1} تعكس عدم إمكانية التراجع عن جهود الاستثمار. يمكن أن يكون للاستثمار الحكومي أثر موجب أو سالب على الاستثمار الخاص، عندما يكون المعامل ذو إشارة سالبة فإنه يظهر أثر الاستبدال، في حين إذا كان الإشارة موجبة فإنه يشير إلى أثر التكامل (كروز & تيكييرا Cruz & Teixeira 1999؛ خان & كومار Khan & Kumar 1997). وفي الحالة الأخيرة، لاسيما الاستثمارات الحكومية على البنية الأساسية، يمكن أن تقلل من عدم اليقين في المخاطرة الاستثمارية عبر خفض التكاليف ورفع مستوى الإنتاجية في القطاع الخاص، مما يساعد على زيادة عائدات الاستثمار في القطاع الخاص.

إذا كان استثمار القطاع العام يؤثر على الاستثمار الخاص، لكن تأثيره الصافي يبقى غير مؤكداً، وذلك لكونه يحتمل إشارة سالبة أو موجبة. فقد ينشأ عن الاستثمار العام أثر مزاحمة للاستثمار الخاص، خصوصاً إذا تم تمويل الاستثمار العام الإضافي عبر العجز في الموازنة العامة للحكومة. مما يؤدي إلى زيادة في سعر الفائدة، وإلى ثقل العبء الضريبي المستقبلي وأيضاً إلى تقييد الائتمان (Credit Rationing) لدى المؤسسات المالية (روسيتر Rossiter، 2002). كذلك يشير نموذج المعجل المرن إلى أن الاستثمارات الخاصة تتأثر بشكل موجب بالزيادة في الطلب المتوقع، والذي يقدر تقريباً بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (GDP).

ومن المتوقع أن يكون لسعر الفائدة الحقيقي تأثير سلبي على الاستثمار الخاص، وهذا ينطبق مع نظرية جورجينسون (Jorgenson 1969). في حين، إذا كانت قيمة هذا المعامل صغيرة جداً فسوف تنطبق مع نظرية الاستثمار غير القابل للتراجع حتى في ظل ظروف عدم اليقين. إن نسبة الفائدة الحقيقية لرأس المال يمكن أن تحسب بشكل تقريبي باستخدام القاعدة التالية

($rir_t \approx Ln(1+r_t)/(1+\pi_t)$) حيث تدل r_t و π_t بالتوالي على سعر الفائدة الاسمي ومعدل التضخم (نيلي & راباش 2008, Neely & Rapach). ونتوقع أيضا أن يكون لأثر الائتمان المصرفي على الاستثمار الخاص إشارة موجبة. مع بقاء الأسواق المالية في حالة التحفظ العام، فإن سياسات القروض الائتمانية تؤثر على الاستثمار في القطاع الخاص عبر حجم السيولة المتاحة لإقراض الشركات الإنتاجية، والتي قد تقدم لها القروض بأسعار فائدة بنكية تفضيلية. اعتمادا على ما سبق، فإن معادلة الاستثمار الخاص في المدى البعيد، في صيغتها اللوغاريتمية (بكتابتها بأحرف صغيرة)، تكون كما يلي:

$$(2) \quad ipr_t = \beta_0 + \beta_2 ipu_t + \beta_3 ibg_t + \beta_4 gdp_t + \beta_5 cre_t + \beta_6 rir_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

حيث تمثل ε_t الخطأ العشوائي، والذي يمكن اعتباره بمثابة مؤشر لغياب استقرار في متغيرات الاقتصاد الكلي. نشير إلى أن جميع المعاملات في المعادلة تمثل المرونات وبالتالي تؤدي إلى نتائج ذات دلالة اقتصادية.

إذا كانت العلاقة في المعادلة (2) مستقرة، فإنها بالتالي ذات تكامل مشترك مع استبدال أو تكيف متماثل أو غير متماثل، ونستطيع إذن فحص أثر المزاحمة أو الدفع (شفيق 1992, Shafik, أحمد & ميلر 2000, Ahmed & Miller, راميريز 2000, Ramirez, نقفي 2002, Naqvi). وبالتالي، يمكن أن نختبر التكامل المشترك مع متجه غير محدد (Unspecified vector). ونفترض أن التعديل سيكون غير متماثل، لأن الاستثمارات الحكومية قد تكون غير قابلة لتتجه نحو الانخفاض بينما تكون لها قابلية للتوجه نحو الارتفاع، أو لأن البنك المركزي يمتلك خيارات مختلفة بشأن الانحرافات عن التوازن على المدى البعيد، فيرجح بعض الاختلالات على أخرى.

2.4 عتبة التكامل المشترك (Threshold Cointegration)

نستعمل منهجية عتبة التكامل المشترك (بالك وفامبي 1997, Balke & Fomby, إندرز وسكلوس 2001, Enders & Siklos) لاختبار علاقة التكامل المشترك مع افتراض استبدال غير متماثل. وقصد إجراء اختبارات عتبة التكامل المشترك، نأخذ $\{x_{it}\}_1^T$ متغيرات عشوائية ذات تكامل بدرجة واحدة أي $I(1)$ ، ثم نكتب علاقة التوازن على المدى البعيد كما يلي:

$$(3) \quad x_{1t} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_2 x_{2t} + \dots + \hat{\beta}_n x_{nt} + e_t$$

حيث $\hat{\beta}_i$ تمثل المعاملات المقدرة (المرونة)، و e_t تدل على البواقي وتشكل عنصر الاضطراب في المعادلة. إن وجود علاقة على المدى البعيد بين المتغيرات ينطوي على ثبات واستقرار e_t . ولقبول ثبات البواقي، يجب الحصول على الشرط $-2 < \rho < 0$ في إجراء الخطوة الثانية التالية:

$$(4) \quad \Delta e_t = \rho e_{t-1} + u_t$$

حيث u_t تمثل الأخطاء العشوائية ذات الضوضاء البيضاء (White noise). وإذا كانت $-2 < \rho < 0$ ، نقبل إذن علاقة التوازن على المدى البعيد (3) مع الاستعداد المتماثل (4). بينما في إطار التكامل المشترك المعياري، فإن المعادلة (4) خاطئة التوصيف إذا كان مسار الاستعداد غير متماثل. لذلك، اقترح **إندرز وسيكلوس (2001)** الاستعداد غير المتماثل التالي، والمسمى بنموذج الارتداد الذاتي مع عتبة (TAR):

$$(5) \quad \Delta e_t = I_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 e_{t-1} + u_t$$

حيث ρ_1 و ρ_2 يمثلان معاملات سرعة الاستعداد و I_t تشير إلى دالة المؤشر مع اعتبار ما يلي:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } e_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } e_{t-1} < \tau \end{cases}$$

و τ تمثل معلمة العتبة. لتحقيق الشروط الضرورية والكافية لثبات البواقي، يتطلب أن تكون: $|1 + \rho_1| < 1$, $\rho_2 < 0$, $\rho_1 < 0$. إن معلمة العتبة، التي تقتصر على نطاق 70% من e_t أو Δe_t وتهمل 15% من القيم الأكبر والأصغر، يتم اختيارها كقيمة غير معلومة وذلك للحصول على أقل مجموع لتربيع البواقي التي نحصل عليها من النموذج (5) و (6) (**تشان Chan 1993**). لقد قدم **إندرز وسيكلوس (2001)** اقتراحا لتحقيق اختبارات سواء كانت قيمة معلمة العتبة معلومة ($\tau = 0$) أو غير معلومة. نستعمل معلمة العتبة غير المعلومة، لأنه لا يوجد سبب مبدئي يدعو إلى الاعتقاد بأن τ معلومة القيمة. وكبديل لمسار الاستعداد السابق، نجد نموذج الزخم الارتدادي الذاتي مع عتبة (MTAR) على النحو التالي:

$$(6) \quad \Delta e_t = M_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 e_{t-1} + u_t$$

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta e_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta e_{t-1} < \tau \end{cases}$$

يمكن لنموذج الزخم الارتدادي الذاتي مع عتبة إستيعاب المميزات التي تظهر عند ارتباط العتبة بتحولات البواقي في الفترات الماضية، سواء كانت Δe_{t-1} تتزايد أو تتناقص. عندما يكون مسار الاستعداد (5) مرتبط تسلسليا، يمكن إعادة كتابة المعادلة كما يلي³:

$$(7) \quad \Delta e_t = I_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta e_{t-1} + u_t$$

من أجل اختبار التكامل المشترك مع عتبة، اقترح **إندرز وسيكلوس (2001)** نوعين من هذا الاختبار، تحت مسمى إحصائيات Φ و t -max. إحصائية Φ تستخدم الإحصائية F وتنطوي على إجراء اختبار فرضية العدم $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ، وأما إحصائية t -max فتستعمل إحصائية t وتتطلب اختبار فرضية العدم مع أكبر قيمة ρ_i بين ρ_1 و ρ_2 . وإذا كانت فرضية العدم أي غياب التكامل المشترك مرفوضة، يمكننا اختبار فرضية العدم $\rho_1 = \rho_2$ باستخدام إحصائية F المعيارية وذلك لأن النظام يحظى بالإستقرارية. وفي هذه الحالة، يمكن قبول ودعم نموذج انجل و كرونجر الذي يتسم بالاستعداد المتماثل.

5 البيانات واختبارات جذر الوحدة

لاستخراج المتغيرات المدرجة في المعادلة (2)، اعتمدنا على مصادر إحصائية من التقارير السنوية لمؤسسة النقد العربي السعودي (مؤسسة النقد العربي السعودي، التقرير 43، 2006). تشمل قاعدة البيانات على معطيات سنوية للفترة من 1968 إلى 2006⁴. كما أن إحصاءات المحاسبة القومية تعرض الاستثمار المحلي الإجمالي بشقيه الخاص والحكومي. ويتضمن الاستثمار الحكومي استثمارات الشركات المملوكة للدولة مثل شركة النفط الأمريكية العربية (ARAMCO) وغيرها من الشركات الإنتاجية. كما نحاول تحديد الاستثمار الحكومي الكلي أي إجمالي استثمار القطاع العام، والذي يشتمل على استثمار الشركات المملوكة كليا أو جزئيا للدولة (انطلاقا من المحاسبة القومية) وعلى الإنفاق الاستثماري الحكومي الوارد في ميزانية

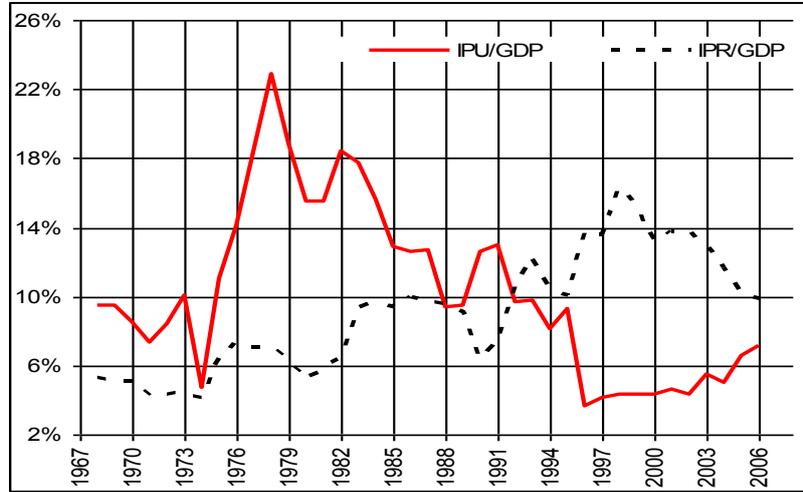
³ على الرغم من إمكانية عدم تماثل γ_i ، وتوخيا للبساطة فإننا لا نعتبر هذه الحالة (أندريز وسيكلوس، 2001).

⁴ لم تدرج البيانات ضمن البحث، لكنها متوفرة تحت الطلب.

الدولة. وينقسم هذا الأخير إلى النفقات على البنية التحتية ونفقات الاستثمار الإنتاجي (انظر الشكل 1).

لقد تم حساب بيانات الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بشكل سهل عبر استخدام معامل الانكماش الضمني للناتج المحلي الإجمالي (مع سنة الأساس 1999). ولتفادي تأثيرات التضخم على باقي المتغيرات، تم استخدام الأسعار الثابتة لسنة 1999 كي تكون المتغيرات حقيقية بما فيها سعر الفائدة وذلك باستعمال معاملات الانكماش المناسبة. ومما يجدر ذكره أن جميع المتغيرات غير معدلة موسمياً.

الشكل 1: نسبة الاستثمار الخاص والعام إلى الناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد السعودي



من أجل اختبار درجة تكامل لمختلف المتغيرات نستعمل بداية اختبارات مألوفة لجذر الوحدة مثل اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) واختبار فيليبس بيرون (PP). إلا أن هذه الاختبارات بصورة عامة، لا يعتمد عليها في إطار العينات الصغيرة، بسبب ضعف حجمها وضعف مميزاتها أي أنها تميل إلى الإفراط في رفض فرضية العدم عندما تكون صحيحة وإلى عدم رفضها عندما تكون خاطئة (هاريس & سوليس Harris & Sollis، 2003).

ولقد تم اقتراح اختبار معدل من طرف إليوت وآخرون Elliot et al. (1996) بمسمى DF^{GLS} أي ديكي فولر Dickey-Fuller، لاستخدامه طريقة المربعات الصغرى المعممة. كما اقترح Ng & بيرون Ng & Perron (2001) اختبار منقح وذلك لمعالجة المشاكل السابقة خصوصاً الخطأ من النوع الثاني (Type II Error). كما قدم Ng & بيرون (2001) أيضاً معالجة لمشكلة حساسية اختبار جذر الوحدة اتجاه اختيار طول الإبطاء (Length of Lags). واقترحا معايير جديدة

للمعلومات، وهي المعايير المعدلة للمعلومات (MIC, Modified Information Criteria). والفرق بين المعيار المعدل MIC والمعيار المعلوماتي مثل معيار أكايك Akaike Criteria أو معيار شوارتز & بايزيين Schwartz Bayesian Criteria هو أن معيار MIC يأخذ فعلياً بعين الاعتبار أن التحيز في الجمع للمعاملات الارتدادية شديد الارتباط بطول الإبطاء.

يعرض الجدول (1.1) نتائج اختبار جذر الوحدة عند فرضية العدم أي مع تكامل بدرجة واحدة $I(1)$ واختبار ADF^{GLS} وهو اختبار نغ وبيرون (2001). ونختار ترتيب الإبطاء بتوظيف طريقة البيانات التابعة (Data Dependent Method)، المشار إليها برمز t-sig، وذلك للتأكد من حجم الانحرافات الممكنة للاختبارات من نوع ADF (نغ & بيرون 1995)⁵. كما أن الرسم البياني لمختلف المتغيرات عبر الزمن يدل على وجود اتجاه في المتغيرات (خصوصاً gdp ، ipr و cre).

الجدول (1.1): اختبارات جذر الوحدة مع التقاطع والاتجاه⁶

	ipr	ipu	ibg	gdp	cre	rir
ADF^{GLS}	-1.526	-1.458	-1.547	-2.266	-1.558	-2.002
MZ_{α}^{GLS}	-2.887	-2.194	-2.908	-6.796	-4.026	-6.568

⁵ عبر إحصائية t-sig نختار ترتيب الإبطاء عن طريق اختبار بمنهج صعودي ونزولي. تحديداً، نقدر المعادلة مع أقصى إبطاء (نستعمل $k_{max} = 5$). ونستخدم طول الإبطاء الزمني إذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية t للمعاملات المقدر للإبطاء الأقصى أكبر من 1.65 أي ذات معنوية. وإذا كانت إحصائية t عند الحد الأقصى للإبطاء أصغر من 1.65 أي دون معنوية، فنقدر المعادلة مع الإبطاء $lag = k_{max} - 1$. ولهذا، عندما تكون القيمة المطلقة لإحصائية t للمعلمة عند الإبطاء $lag = k_{max} - q$ لها معنوية عند مستوى معين من الخطأ، نوظف هذا الطول للإبطاء.

⁶ في جميع الجداول + ، * ، ** تشير على التوالي إلى المعنوية عند المستويات 10 و 5 و 1 بالمئة. كما أن المعيار المعلوماتي أكايك (Akaike) له أفضل المميزات النظرية والتطبيقية. في إطار اختبار ADF-GLS: من جانب واحد (الذيل اليسار) فإن اختبار فرضية العدم بأن المتغيرة غير مستقرة (nonstationary)؛ عند 1 و 5 و 10 بالمئة تساوي القيم الحرجة المتقاربة على التوالي -3.46 ، -2.91 و -2.59. عندما يشتمل النموذج على التقاطع والاتجاه؛ وتساوي على التوالي -2.58 ، -1.98 و -1.62. عندما يتضمن النموذج التقاطع فقط (راباش & فويير، 2004). أما اختبار فيليبس بيرون المعدل: من جانب واحد (الذيل اليسار) فإن اختبار فرضية العدم بأن المتغيرة غير مستقرة؛ عند 1 و 5 و 10 بالمئة تساوي القيم الحرجة المتقاربة على التوالي -19.95 ، -17.30 و -11.16. عندما يشتمل النموذج التقاطع والاتجاه؛ وتساوي على التوالي -13.80 ، -8.10 و -5.70. عندما لا يشمل النموذج سوى التقاطع (نغ & بيرون، 2001).

الجدول (2.1): اختبارات جذر الوحدة مع التقاطع فقط

	Δipr	Δipu	Δibg	Δgdp	Δcre	Δrir
ADF^{GLS}	-4.249**	-1.780*	-2.211*	-2.065*	-4.209**	-3.113**
$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	-16.301**	-4.906	-6.476 [†]	-6.874 [†]	-16.212**	-37.658**

تشير النتائج إلى أن قيم الإحصائية t المحسوبة تبدو أكبر من القيم الحرجة أي أن فرضية العدم لا يمكن رفضها. وبما أن مستويات ipr ، ipu ، ibg ، gdp و rir ليس لها معنوية عند 1%، فإن نتائج الجدول (1.1) تبين أن هذه المتغيرات تمتاز بصيرورة أحادية الجذر. إن تطبيق الإختبار الأول والثاني على الفرق الأول لكل متغيرة يوضح أن فرضية العدم يمكن رفضها وخصوصا للمتغيرات Δipr ، Δcre ، و Δrir . كما أن اختبار ADF-GLS يؤكد أن المتغيرات ذات تكامل بدرجة واحدة أي $I(1)$. ونشير إلى أن لنتائج جذر الوحدة دلالات وآثار هامة على التحليل بمبدأ التكامل المشترك.

6 نتائج اختبار التكامل المشترك مع العتبة

نسعى في هذه الفقرة لمعرفة مدى وجود علاقة توازنية على المدى البعيد بين الاستثمار الخاص والاستثمار الحكومي باستخدام معادلة الاستثمار الخاص، والتي تساعد على استيعاب الآثار الهامة للسياسة المالية الحكومية. باستخدام الاستثمارات في المشاريع الحكومية كأداة من أدوات السياسة العامة، فإن وجود علاقة توازنية يشير ضمناً إلى أن السياسات الاقتصادية تؤثر على التقلبات في تدفقات الاستثمارات الخاصة وأيضاً على مستوى القروض إلى القطاع الخاص. لكن بعد فترة ما تستقر العلاقة بينهما على المدى البعيد. وهذا الاستنتاج له أهمية خاصة بالنسبة للاقتصاد السعودي، والذي يتسم بأهمية موارده النفطية وارتباطه بالسوق العالمية من جانب وتميزه أيضاً بسياسات إستراتيجية تهدف إلى دعم وتحفيز القطاع الخاص.

يوضح الجدول (2) نتائج اختبارات التكامل المشترك. ويتضمن كل اختبار للتكامل المشترك التقاطع والاتجاه باعتباره عنصر محدد في معادلة الاستثمار الخاص، كما أن رسم البيانات يدعم إدراج التقاطع والاتجاه. لتقدير e_t ، نختار ترتيب الإبطاء باستعمال AIC و t -sig. تشير EG و PR على التوالي إلى أساليب انجلز & كرانجيج Engels & Granger (1987) و بيرون & رودريغيز Perron & Rodriguez (2001)، والتي تفترض الاستعداد المتماثل فقط. تفترض هذه الاختبارات الاستعداد الخطي والذي يفترض للواقعية، لأنه لا يستعب وجود الاحتكاكات

(Frictions) في ميزانية الاستثمار الحكومي مثل التغيرات المفاجئة ووجود تكاليف المعاملات (Transaction Costs) في جهود الاستثمار الخاص.

الجدول (2): اختبارات التكامل المشترك (المتغير التابع: LIPR)⁷

	EG		PR=EG ^{GLS}	
	AIC	t-sig	AIC	t-sig
ρ	-0.0758	-0.0708	-0.5043*	-0.6769*
τ_ρ	(-1.513)	(-1.515)	(-3.015)	(-3.123)

يتضح من العمود الأول والثاني للجدول (2)، أنه لا يمكن رفض فرضية العدم (أي غياب التكامل المشترك) باستخدام اختبار ADF للتكامل المشترك. وبالتالي لا يوجد دليل على التكامل المشترك عند مستوى المعنوية 5% أو 1% وفقاً للاختبار المألوف ADF بمقاربة [انجل & كرانجر \(1987\)](#).

أيضاً، باستخدام اختبارات التكامل المشترك بمقاربة [بيرون & رودريغيز \(2001\)](#)، والتي تتسم بالحجم والقوة الجيدة، يتبين رفض فرضية العدم لغياب التكامل المشترك فقط عند مستوى المعنوية 5 بالمئة. وليس هناك أي دليل لوجود علاقة بارزة للتكامل المشترك بين الاستثمار الخاص والاستثمار العام. ويرجع التناقض بين النتائج في الجدول (2) إلى أن الرفض باستخدام اختبار EG ينطوي على خطأ من النوع الثاني (Type II Error).

وكما يتبين من الجدول (3)، فإن مقاربة التكامل المشترك مع عتبة ترفض بوضوح فرضية العدم لغياب التكامل المشترك ولاسيما في نموذج MTAR. وعلى سبيل المثال، فإن إحصائيات F و Φ ، والتي تستند إلى اختيار الإبطاء عبر t-sig، هي على التوالي 5.409 و 11.171؛ كما أن المعاملات المقدرة ذات معنوية عند مستوى 1%.

⁷ في اختبار EG: اختبار من جانب واحد (الذيل اليسار) لفرضية العدم على أن المتغيرات غير متكاملة بشكل مشترك؛ عند المستويات 1 و 5 و 10 بالمئة نجد على التوالي القيم الحرجة المتقاربة -4.02، -3.40 و -3.09 (راباش & وفبير، 2004). وفي اختبار PR: اختبار من جانب واحد (الذيل اليسار) لفرضية العدم على أن المتغيرات ليس بينها تكامل مشترك؛ عند المستويات 1 و 5 و 10 بالمئة نجد على التوالي القيم الحرجة المتقاربة -3.33، -2.76 و -2.47 (بيرون & رودريغيز، 2001).

الجدول (3): اختبارات التكامل المشترك مع عتبة (المتغير التابع: LIPR)

		$\rho_1 (\tau_{\rho_1})$	$\rho_2 (\tau_{\rho_2})$	Φ (P-Value)	F (P-Value)	τ
TAR	AIC†	-0.492**	-0.668**	9.061**	0.510	-0.197
		(-2.706)	(-3.552)	(0.005)	(0.480)	
	t-sig	-0.837**	-1.348**	10.216**	4.169*	-0.197
		(-2.895)	(-4.520)	(0.004)	(0.051)	
MTAR	AIC	-0.473**	-0.858**	10.256**	2.093	-0.135
		(-3.111)	(-3.628)	(0.003)	(0.157)	
	t-sig	-0.876**	-1.578**	11.171**	5.409**	-0.135
		(-3.201)	(-4.648)	(0.002)	(0.028)	

في العمود الأول والثاني تبين الإحصاءات بين قوسين قيم t . Φ تدل على اختبارات

لفرضية العدم $\rho_1 = \rho_2 = 0$. كما أن F تشير إلى اختبارات فرضية العدم للتمائل

أي $\rho_1 = \rho_2$. ويبدل المعامل τ على العتبة المقدر⁸.

ويمكن بالتالي رفض فرضية العدم $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ، مما يشير إلى أن هذه السلاسل الزمنية ذات تكامل مشترك. وبالنظر إلى أن هذه السلاسل متكاملة بشكل مشترك، فإن فرضية العدم للاستعداد التماثل (أي $\rho_1 = \rho_2$) يمكن اختبارها باستخدام توزيع F المعياري (اندرز & كروجر، 1998). كما أن القيمة البسيطة لإحصائية $F = 5.409$ (MTAR، t-sig) لها احتمال بقيمة 0.028 ⁹. ومن ثم فإن فرضية العدم للاستعداد التماثل ترفض عند مستوى المعنوية 2.8 بالمئة. في نموذج TAR و MTAR مع استخدام المعيار المعلوماتي t-sig، وعندما نعتبر e_t أو Δe_t بمثابة صدمة على الاستثمارات الحقيقية للقطاع الخاص، تشير النتائج إلى أن الاستعداد غير التماثل يجعل بأن الصدمات السلبية على هامش الاستثمار الخاص الحقيقي تعود بسرعة

⁸ إن إحصاءات الاختبارين t-sig و Φ يتم الحصول عليها من اندرز & سكولس (2001). في إطار اختبارات TAR و MTAR: فإن اختبار فرضية العدم يتم من جانب واحد (الذيل اليسار) بأن المتغيرات ليست متكاملة بشكل مشترك؛ مع القيم الحرجة عند مستويات 1 و 5 و 10 بالمئة تساوي على التوالي -2.30، -1.73 و -1.52.

⁹ إن نموذج MTAR يمنح أفضل تقدير عام من خلال مقارنة بين قيم AIC وقيم t-sig. ولذلك فهو أفضل من نموذج TAR لتفسير هامش الاستعداد غير التماثل للاستثمار الحقيقي الخاص. وهذا يؤدي إلى أن الانحرافات الإيجابية عن توازن المدى البعيد (حيث أن $\Delta \hat{e}_{t-1} \geq -0.135$) تعدل بسرعة أقل من الانحرافات عن توازن المدى البعيد. ولذلك، فإن استعداد نموذج MTAR يستجيب بشكل أفضل للتحويلات السابقة عند الانحرافات السلبية (حيث أن $\Delta \hat{e}_{t-1} < -0.135$).

كبيرة نحو الجذاب (Attractor) أي توازن المدى البعيد، مقارنة بالصدمات الإيجابية التي تميل أيضا إلى الجذاب ولكن بسرعة أقل.

انطلاقا من المعادلة المقدررة في الجدول (3)، نستطيع التأكيد على أن مسار الاستعداد ليس دائما نحو التوازن فوق المعامل المقدر للعتبة ($\tau = -0.135$)، في حين أن الانحرافات عن التوازن تنجلي بسرعة أكبر عندما تكون تحت هذه العتبة. كما أن مسار الاستعداد نحو التوازن فوق العتبة المقدررة يكاد يكون أضعف قليلا في نموذج TAR مقارنة بنموذج MTAR، وأن هناك تقارب سريع نسبيا في MTAR متى ما نشأ المسار تحت العتبة المقدررة.

وتدل النتائج على أن علاقة التوازن على المدى البعيد تحت معلمة العتبة بين الاستثمار الحقيقي الخاص والحكومي، من بين المتغيرات التفسيرية الأخرى، أكثر استقرارا مع الاستعداد غير المتماثل. مما يؤدي إلى عدم التماثل في تحولات الاستثمار العام الحقيقي تجاه صدمات الاستثمار في القطاع الخاص أو في تحولات الاستثمار الخاص الحقيقي تجاه صدمات الاستثمار في القطاع العام.

7 الخاتمة

لقد أظهرت النتائج على أن علاقة التوازن بين الاستثمار الخاص والاستثمار الحكومي في الاقتصاد السعودي على المدى البعيد فوق وتحت المعلمة المقدررة للعتبة مستقرة وموثقة في إطار الاستعداد غير المتماثل. ولهذا الاستنتاج أهميته بالنسبة للسياسات الاستثمارية الحكومية، وذلك لمراقبة توسيع نطاق الاستثمار الخاص ولاستيعاب وامتصاص التقلبات التي قد تحدث في جهود الاستثمار الخاص.

كما أوضحت النتائج مدى الاستقرار الذي تحظى به جهود الاستثمار الخاص: بأن الانخفاض في الاستثمار الحكومي يعزز الاستثمار الخاص خصوصا تحت معلمة العتبة. لذا، فإن مسار الاستعداد نحو التوازن فوق العتبة يحتاج إلى وقت أطول وتظل الاختلالات الموجبة غير دائمة، لكن هذا المسار إذا انطلق من تحت العتبة فإنه يرجع بسرعة كبيرة نحو التوازن. وكأن الاختلالات السلبية تزول سريعا، مما يدل على قوة الاقتصاد السعودي وقدرته على مقاومة الصدمات وخصوصا السلبية منها.

المراجع

- الحكمي علي عثمان (2002) "الاستثمار الخاص في المملكة العربية السعودية: التكامل المشترك وتصحيح الخطأ". *دورية دراسات اقتصادية*، المجلد 5(9)، 1-25.
- الجراح محمد عبد الله والمحيميد أحمد عبد الكريم (1997). "الإنفاق الحكومي والاستثمار الخاص في المملكة السعودية دراسة تطبيقية". *مجلة دراسات الخليج والجزيرة العربية*، العدد 86، 83-93.
- حسن رفدان الهجهوج وغسان حسن بلقاسم (2009). "ما هي طبيعة العلاقة بين الإنفاق الحكومي والإستثمار الخاص في الإقتصاد السعودي؟". *مجلة التعاون*، العدد القادم.
- غسان حسن بلقاسم (2003). "الإنفاق العمومي والاستثمار الخاص: اختبار أثر المزاحمة عبر المعاينة المعادة". *مجلة الإدارة العامة*، المجلد 43(4)، 727-754.
- مصلحة الإحصائيات العامة والمعلومات، وزارة الاقتصاد والتخطيط، المملكة العربية السعودية. مؤسسة النقد العربي السعودي، *التقرير السنوي* 43، 2007 الرياض، المملكة العربية السعودية.
- Ahmed H., and S.M. Miller (2000). Crowding-out and Crowding-in Effects of the Components of Government Expenditure. *Contemporary Economic Policy*, 18(1), 124-133.
- Arestis Ph. & Cipollini A. & B. Fattouh, (2004). Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit. *Economic Inquiry* 42(2), Oxford University Press, 214-222.
- Balke N.S., and T.B. Fomby (1997). Threshold Cointegration. *International Economic Review*, 38(3), 627-645.
- Bajo-Rubio, O. & Diaz-Roldan, C. & V. Esteve (2006). Is the budget deficit sustainable when fiscal policy is non-linear? The case of Spain. *Journal of Macroeconomics*, 28(3), 596-608.
- Chan K.S. (1993). Consistency and Limiting Distribution of Least Squares Estimation of Threshold Autoregressive Model. *The Annals of Statistics*, 21, 520-533.
- Cruz De Oliveira B., and J.R. Teixeira (1999). The Impact of Public Investment on Private Investment in Brazil, 1947-1990. *CEPAL Review*, 0(67), 75-84.
- Enders W., and P.L. Siklos (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19, 166-176.
- Enders W., and C.W.J. Granger (1998). Unit-root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example using the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Business & Economics Statistics*, 16, 304-321.

- Giavazzi F. and Jappelli T. and M. Pagano (2000). Searching for non-linear effects of fiscal policy: Evidence from industrial and developing countries. *European Economic Review*, 2000, vol. 44, issue 7, 1259-1289.
- Harris R., and R. Sollis (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. Wiley, West Sussex.
- Khan M., and M.S. Kumar (1997). Public and Private Investment and the Growth Process in Developing Countries. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 59(1), 69-88.
- Neely Ch. J., and D. E. Rapach (2008). Real Interest Rate Persistence: Evidence and Implications. *Federal Reserve Bank of St-Louis Review*, Nov.-Dec. 90(6), 609-641.
- Ramirez M. D. (2000). The Impact of Public Investment on Private Investment Spending in Latin America: 1980-1995. *Atlantic Economic Journal*, 210-225.
- Shafik N. (1992). Modelling Private Investment in Egypt. *Journal of Development Economics*, 39(2), 263-77.
- Rossiter R. (2002). Structural Cointegration Analysis of Private and Public Investment. *International Journal of Business & Economic*, 1(1), 59-67.
- Ng, S., and P. Perron (2001). Lag length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Ng, S., and P. Perron (1995). Unit Root Tests in ARMA Models with Data-dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.
- Perron, P., and G. Rodriguez (2001). Residual based Tests for Cointegration with GLS Detrended Data. Manuscript, Boston University.