قياس فعالية أساليب الاقتصاد القياسي في دراسة محددات إنتاجية العمل في سورية: مقارنة بين طريقتي التكامل المشترك والمربعات الصغرى

د. هيثم أحمد عيسى*
د. آلاء أكرم بركة**

الملخص

يهدف البحث إلى توضيح الاختلافات المترتبة على استخدام طرائق الاقتصاد القياسي المختلفة أثناء تقدير العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية، ولإنجاز هذا الهدف تمّ تقدير دالة إنتاجية العمل في سورية باستخدام منهجية متقدمة من مناهج الاقتصاد القياسي "منهجية التكامل المشترك Cointegration" التي تأخذ بالحسبان خاصية عدم استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية، واستخدمت أيضاً طريقة تقدير تقليدية– لكنها واسعة الاستخدام– هي طريقة المربعات الصغرى العادية OLS. وبيّنت النتائج العملية أهمية مستوى رأس المال المادي في تحفيز إنتاجية العمل، بينما كانت مساهمة رأس المال البشري بصيغة التعليم مخالفة للنظرية الاقتصادية، ومع ذلك كانت متوافقة مع نتائج الدراسات الأخرى حول سورية؛ إذ كان هذا المتغير بإشارة سالبة. أما متغير رأس المال البشري بصيغة الصحة فقد كان فعّالاً ذا إشارة موجبة في الغالبية العظمى من النماذج. وخلص البحث إلى وجود تضارب، وعدم انسجام في نتائج تقدير نماذج الدراسة بين الطريقتين المستخدمتين، كما عانت النماذج المقدرة وفقاً لطريقة OLS من عدة مشاكل قياسية كالارتباط الذاتي، وعدم ثبات التباين، وعدم الاستقرار الهيكلي للمعلمات مقارنة بنتائج التقدير وفقاً لمنهجية التكامل المشترك التي امتازت باجتيازها للاختبارات التشخيصية المختلفة.

الكلمات المفتاحية: استقرار السلاسل الزمنية، التكامل المشترك، المربعات الصغرى العادية، إنتاجية العمل.

*أستاذ مساعد– قسم الاقتصاد – كلية الاقتصاد – جامعة دمشق.
**مُدرّسة– قسم الاقتصاد – كلية الاقتصاد – جامعة دمشق.

Measuring the Effectiveness of Econometrics Methods in the Study of Productivity in Syria: Comparison between Cointegration and OLS

Dr. Haitham Ahmed Issa*
Dr. Alaa Akram Baraka**

Abstract

In line with the increasing use of econometrics applications in economic research, one could easily notice that the conditions of these applications are, to some degree, neglected which has serious complication on the results attended. This study sought to discuss the differences related to the use of different econometric methods in estimating the relationships among economic variables. To accomplish this aim, the study estimated productivity function in the case of Syria for the period 1985- 2010, twice, in the first time by applying the rather new econometrics method of cointegration, and in the second time by the Ordinary Least Squares OLS. The empirical results showed high importance of physical capital in enhancing productivity level in Syria. While, the contribution of education human capital was negative and in consistent with relevant theories but in line with results of similar studies in the case of Syria. Heath human capital variable was significant with the expected sign in most models. The study found complicating and inconsistent results from the two methods, and that models estimated by OLS suffered of several econometric problems such as autocorrelation, hetrosekdasticity, and structural instability of coefficients. Whereby cointegration models passed such problems.

Key Words: Time Series Stationary, Cointegration, Ordinary Least Squares, Labour Productivity.

*Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Damascus University.
**Teacher, Department of Economics, Faculty of Economics, Damascus University.

المقدمة:

يشهد علم الاقتصاد توسّعاً مضطرداً في استخدام أساليب التحليل الكمية المختلفة، ويشمل ذلك قياس حجم الظواهر أو العمليات الاقتصادية، أو تحديد أسبابها، أو حجم الآثار المترتبة عليها، أو فعالية السياسات والبرامج الاقتصادية المستخدمة للتأثير فيها. وعموماً تمثل نتائج هذه الدراسات مدخلات مهمة في عملية التخطيط الاقتصادي، وتوجيه سياسات وبرامج الحكومات وكذلك الشركات. ومن نافلة القول إن دقة هذه النتائج وصحتها تمثل عاملاً حاسماً في تلك السياسات والبرامج ؛ لهذا فإنّ نجاح هذه السياسات والبرامج أو فشلها في تحقيق أهدافها يتوقف على صحة النتائج وموثوقيتها.

وعملياً تُستخدم أساليب، وأدوات اقتصادية قياسية، وإحصائية، ورياضية متعددة للحصول على تلك النتائج، وتوجد متطلبات أو شروط مختلفة لاستخدام كل أسلوب أو أداة، وفي حال استخدام أيٍّ منها دون أن تتحقق متطلباتها وشروطها سواء كلياً أم جزئياً فإنه تصبح النتائج التي تقدمها غير موثوقة، وقد تكون خاطئة كلياً فتصبح عدمية الفائدة ومضللة عند استخدامها في التخطيط الاقتصادي.

وتعد طريقة المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Squares من أكثر الطرق التقليدية استخداماً حتى وقتٍ قريب نظراً لسهولتها وبساطتها. ولكن قبل استخدام هذه الطريقة يجب التأكد من عدم وجود مشكلة جذر الوحدة في أيٍّ من السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، وفي حال عدم تحقق هذا الشرط يصبح من المؤكد ضرورة استخدام طُرق وأساليب أخرى مثل أسلوب التكامل المشترك الذي يتم من خلال اختبارات ونماذج متعددة.

ولتوضيح أهمية ما تقدم، وتقديم الأدلة العملية على ذلك تقوم هذه الدراسة بقياس محددات إنتاجية العمل في سورية وفق أسلوب التكامل المشترك حسب اختبار جوهانسن، ومن ثمّ وفق طريقة المربعات الصغرى. وسيتم دراسة الشروط اللازمة للطريقة الثانية، وتبيان عدم تحققها وكيف يؤثر ذلك في النتائج المتحصلة. وأكثر من ذلك ستتم مقارنة هذه النتائج مع

النتائج التي تقدمها نماذج التكامل المشترك، وتحديد جوانب الضعف فيها، وسيتم في كل ما تقدم اعتماد أكثر من نموذج من أجل دعم نتائج الدراسة.

مشكلة البحث:

مع تزايد أعداد الأبحاث الاقتصادية الأكاديمية التي تستخدم أدوات وأساليب التحليل الكمي القياسي والرياضي والإحصائي المختلفة في دراسة الظواهر، والعمليات الاقتصادية المختلفة، وتقويم نتائج السياسات الاقتصادية في سورية، إلا أنّه يُلاحظ استمرار تطبيق تلك الأدوات والأساليب دون التأكد من تحقق شروطها ومتطلباتها، فعلى سبيل المثال تُستخدم في الغالب عند تحليل السلاسل الزمنية طريقة المربعات الصُغرى العادية دون التأكد من تحقق الشروط اللازمة لتطبيقها، وهذا قد يقود إلى نتائج مُضللة لا يمكن الاعتماد عليها في وضع سياسات وبرامج اقتصادية صحيحة. ويحاول هذه البحث مقاربة هذه المشكلة من خلال تطبيق أسلوبي التكامل المشترك والمربعات الصغرى على قياس محددات إنتاجية العمل في سورية، ومن ثمَّ المقارنة بين النتائج المتحصلة.

أسئلة البحث

- ✓ كيف يؤثر استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في نتائج تقدير دالة إنتاجية العمل في سورية عندما تكون السلاسل الزمنية لمتغيرات هذه الدالة غير مستقرة؟
- ✓ أيهما أكثر دقةً في تقدير العلاقات بين إنتاجية العمل والعوامل المؤثرة فيها، طريقة التكامل المشترك أم طريقة المربعات الصغرى العادية؟
- ✓ ما أهم العوامل الاقتصادية المحددة لمستوى إنتاجية العمل في سورية؟

فرضيات البحث:

- في دراسة محددات إنتاجية العمل في سورية يؤدي استخدام طريقة المربعات الصغرى إلى نتائج غير دقيقة ومضللة إذا كانت السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة غير مستقرة.
- يعد التكامل المشترك أكثر دقةً وصحة في قياس العلاقات بين السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية مقارنةً بطريقة المربعات الصغرى.
- يتأثر مستوى إنتاجية العمل في سورية بمتغيرات رأس المال البشري، ورأس المال المادي، ومعدل الوفيات الخام.

أهداف البحث:

يسعى هذا البحث إلى التوعية بأهمية دراسة استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة في الدراسات الاقتصادية الكمية بطريقة المربعات الصغرى من أجل الوصول إلى نتائج صحيحة يمكن استخدامها في التحليل والتخطيط الاقتصادي. ويهدف البحث أيضاً إلى المقارنة بين أسلوبي التكامل المشترك والمربعات الصغرى في تقدير العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية.

أهمية البحث:

تتوقف صحة نتائج الدراسات الاقتصادية القياسية وفق طريقة المربعات الصغرى على تحقق شرط حاسم، وهو استقرار السلاسل الزمنية لجميع متغيرات الدراسة، وفي حال عدم تحقق هذا الشرط تصبح النتائج –التي تبدو ظاهرياً وإحصائياً جيدة– مضللة، وفي حال تم استخدامها في وضع خطط اقتصادية يكون الفشل هو النتيجة الحتمية لهذه الخطط. ومن هنا تظهر أهمية دراسة استقرار كل المتغيرات المستخدمة في أي دراسة اقتصادية تعتمد طريقة المربعات الصغرى. وعملياً تطور الاقتصاد القياسي كثيراً، وتمّ تطوير أساليب جديدة أكثر فاعلية وملاءمة لطبيعة البيانات الاقتصادية من طريقة المربعات الصغرى لعل أشهرها أسلوب التكامل المشترك باختباراته ونماذجه المتعددة الذي يقدم نتائج أكثر دقة وموثوقية.

منهجية البحث:

اعتمدت هذه الدراسة على المنهج الاستقرائي، فقد تمّ جمع البيانات المتعلقة بإنتاجية العمل، وعدد من المتغيرات الاقتصادية الأُخرى في حالة سورية، وتحليلها باستخدام أسلوبين من أساليب الاقتصاد القياسي: الأول تقليدي: ويتمثل في طريقة المربعات الصُغرى (OLS)، والثاني متقدم: ويتمثل في أسلوب التكامل المشترك (Cointegration Approach)، ومن ثم مقارنة النتائج المتحصلة من الأسلوبين، وتحليل أثر استخدام تلك النتائج كمدخلات في عملية التخطيط الاقتصادي ووضع سياسات اقتصادية أكثر واقعية ودقة.

الإطار النظري للبحث:

توصّلت العديد من الدراسات التي بحثت خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية إلى أنّ معظم السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية الكلية والمالية تتبع ظاهرة السير العشوائي (Albatel, 2003, p53)، فقد بيّن (Nelson and Plosser, 1982) أنَّ أربعة عشر متغيراً اقتصادياً كلياً يبدون سلوكاً غير مستقر عبر الزمن. وبما أنّ المتغيرات الاقتصادية تتسم غالباً بوجود تغيرات هيكلية تؤثر في درجة استقرار سلاسلها الزمنية (سكونها) وتجعلها غير مستقرة؛ لذا يعدّ تحديد درجة الاستقرار ضرورة ملحّة قبل تطبيق اختبارات التكامل المشترك والسببية، وأنّ استخدام الأساليب التقليدية مثل طريقة المربعات الصغرى العادية في دراسة العلاقات بين هذه المتغيرات قد يؤدي إلى الحصول على نتائج مضللة.

وفي إطار تحليل العلاقات بين المتغيرات ذات السلاسل الزمنية غير المستقرة طوّر بعض الاقتصاديين أساليب جديدة في تحليل السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية مهمتها تحديد درجة تكامل هذه السلاسل، ومدى توازنها في الأمد الطويل، وذلك انطلاقاً من النظرية الاقتصادية التي تفترض عدم تباعد هذه المتغيرات عن بعضها بشكلٍ كبير ولاسيما في الأمد الطويل، وكان Granger من السبّاقين في هذا المجال، فقد طوّر النظرية الإحصائية للتكامل المشترك، ومن ثمّ صاغ Engel & Granger مفهوم التكامل بشكل متكامل ووضّحا العلاقة

بين المفهوم الإحصائي للتكامل المشترك ومفهوم التوازن في الأمد الطويل، كما بيّن (Granger& Newbold, 1974) و(Granger, 1986) و(Phillips, 1986) أنّ بيانات السلاسل الزمنية غير المستقرة يمكن أن تقود إلى نتائج إحصائية غير زائفة إذا كانت هذه البيانات متكاملة من الدرجة نفسها.

ويقدّم تحليل التكامل المشترك دعماً للنظرية الاقتصادية من خلال رصد العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية في إطارٍ إحصائي، فمن منظور اقتصادي تتحرك بعض المتغيرات بانتظام مع مرور الوقت مع أنّها تتسم بشكل منفرد بالتذبذب العشوائي، وكونها غير مستقرة لا يعني أنّه يترتّب على استخدامها في تقدير علاقة ما الحصول على انحدار زائف. وبمعنى آخر قد تكون بيانات السلاسل الزمنية غير مستقرة إذا ما أخذت كلٌّ واحدة منها على حدة؛ ولكنها تكون مستقرة كمجموعة؛ لذا فإنّ تحليل التكامل المشترك يعدُّ أحد الأدوات المهمة عند دراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية على المدى الطويل.

وعليه يُعرّف التكامل المشترك بأنّه ربط مجموعة من المتغيرات من الدرجة نفسها أو من درجات مختلفة على نحو يؤدي هذا الربط إلى تشكيل تركيبة (توليفة) خطية متكاملة برتبة أقل أو تساوي أصغر رتبة للمتغيرات قيد الدراسة (Bourbonnias, 2003, p277).

ويرتكز التعريف السابق للتكامل المشترك على أنّه إذا كانت بيانات المتغيرات X،Y متكاملة من الدرجة نفسها فيمكن استخدام تحليل التكامل المشترك لاختبار وجود التوازن طويل الأمد بين السلاسل الزمنية غير المستقرة عند مستوياتها، فعلى سبيل المثال يوجد تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية المتكاملة من الدرجة الأولى I(1)؛ إذا كانت سلسلة البقية الناتجة من نموذج العلاقة الخطية بين المتغيرين متكاملة من الدرجة الصفرية I(0)، وهذا يعني وجود علاقة توازنية بين السلاسل الزمنية في الأمد الطويل مع وجود اختلال في الأمد القصير.

وتوجد اختبارات عديدة للتكامل المشترك، ومن أشهرها وأكثرها استخداماً: اختبار الانحدار المتكامل لديربن واتسن (CRDW)، واختبار (Engle and Granger) ذو الخطوتين، واختبار

جوهانسن (Johansen, 1988-1991) وجوهانسن– جيسليوس (Johansen and Juselius, 1990) الذي يعدّ أكثر شمولاً وتعقيداً (Sjo, 2008, p9).

وإذا كانت متغيرات الظاهرة محل الدراسة متكاملة تكاملاً مشتركاً فإنّ النموذج الأكثر ملاءمة لتقدير العلاقة بين هذه المتغيرات هو نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model, ECM)؛ إذ يقوم هذا النموذج بتقدير العلاقات الاقتصادية آخذاً بالحسبان حد تصحيح الخطأ، وفترات الإبطاء الزمني[1]، ودرجة تكامل المتغيرات. ويعرّف نموذج تصحيح الخطأ بأنّه نموذج انحدار ذاتي مقيّد بإضافة خطأ التوازن على معادلات النموذج، أو ما يسمى بحد تصحيح الخطأ بغية تجنّب خطأ توصيف النموذج (الحوشان، 2014، ص16). ويستخدم هذا النموذج للتوفيق بين السلوك قصير الأمد والسلوك طويل الأمد للعلاقات الاقتصادية،؛ إذ يُفترض أن تتجه المتغيرات الاقتصادية في الأمد الطويل نحو الاستقرار (أو التوازن)، وقد تنحرف عن مسارها المتجهة إليه لأسباب مؤقتة يتمّ تصحيحها من خلال هذا النموذج.

يشير حد تصحيح الخطأ (ECT_{-1}) إلى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل في الأمد القصير عن قيمته التوازنية في الأمد الطويل بمقدار وحدة واحدة، ومن المتوقّع أن تكون قيمة هذا المعامل سالبة؛ لأنّها تشير إلى الرجوع إلى وضع التوازن (Hamilton, 1994).

الدراسة العملية لإنتاجية العمل في سورية:

يبدأ هذا الجزء من الدراسة باستعراض المتغيرات التي شملتها الدراسة القياسية ومصادر بيانات هذه المتغيرات، ثمّ يتم اختبار درجة استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المدروسة باستخدام اختبار (ADF) باعتبارها خطوة مهمة في بناء نماذج قياسية جيدة وواقعية بعيدة عن مشكلة الانحدار الزائف التي تنتج عن استخدام الأساليب القياسية التقليدية، وتعرض

[1] فترات الإبطاء هي الفترات الزمنية اللازمة لظهور آثار السياسات الاقتصادية المتبعة في المتغيرات الاقتصادية المدروسة.

أخيراً نتائج تقدير النماذج القياسية لمحددات إنتاجية العمل من خلال اختبار التكامل المشترك لجوهانسن، ونموذج تصحيح الخطأ، ونتائج تقدير هذه المحددات بطريقة المربعات الصغرى OLS.

1- متغيرات الدراسة ومصادر البيانات:

تضمّنت الدراسة العملية مجموعةً من المتغيرات التفسيرية هي رأس المال المادي، ورأس المال البشري، ومتوسط سنوات الدراسة[2]، ونسبة الإنفاق على التعليم كمحددات لإنتاجية العمل التي اعتُمِدت كمتغير تابع. وتمّ اختيار هذه المتغيرات استناداً إلى النظرية الاقتصادية والمعلومات المتاحة من الدراسات العملية السابقة. وتمّت دراسة جميع تلك المتغيرات في النماذج المقترحة في الدراسة، وانتقاء النماذج الأكثر معنوية في تفسير العلاقة التكاملية للظاهرة المدروسة التي أعطت نتائج صحيحة ومتوافقة مع المنطق الاقتصادي.

يتمّ فيما يلي استعراض المصادر التي استُخدمت في جمع بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة:

- القيمة المضافة الإجمالية: مقدرةً بملايين الليرات السورية، وبأسعار عام 2000 الثابتة، وفقاً لتكلفة عوامل الإنتاج، وتم الحصول على البيانات الخاصة بها من قاعدة بيانات البنك الدولي للفترة (1985 – 2002)، وقاعدة بيانات بحث (Schalk, 2011) للفترة (2003 – 2008)، ومن المجموعة الإحصائية للعامين 2009 -2010.
- عدد العمال في الاقتصاد السوري L: مقدراً بألف عامل وفقاً لقاعدة بيانات (UNCTAD) لجميع سنوات الفترة المدروسة.
- إنتاجية العمل LP: حاصل قسمة القيمة المضافة الإجمالية على عدد العمال في الاقتصاد السوري.

[2] تمّ اعتماد هذا المؤشر عن رأس المال البشري في العديد من الدراسات مثل دراسة (Bosworth et al, 1995)، ودراسة (Bronzini& Piselli, 2006)، ودراسة (Teixeira& Fortuna, 2006)، ودراسة (Babatunde& Adefabi, 2005) ودراسة (المعهد العربي للتخطيط بالكويت، 2009، ص10) وغيرها.

- رأس المال البشري H: وتمّ تقدير عنصر العمل المرجّح برأس المال البشري وفق الصيغة الآتية $H_t= h_t L_t$؛ إذ h_t مستوى التعليم الذي يحصل عليه العامل الواحد، أو هو متوسط مخزون رأس المال بالعامل (بركة، 2014، ص91-92).
- متوسط عدد سنوات الدراسة، تمّ استخدام متوسط عدد سنوات الدراسة في دول العالم (Barro& Lee, 2012).
- رأس المال المادي K: نظراً لعدم وجود بيانات رسمية عن رأس المال المادي في سورية، سيتمّ تقديره من خلال حساب مخزون رأس المال باستخدام طريقة الجرد الدائم (Schalk, 2011, p 14).
- نسبة الإنفاق على التعليم إلى الناتج المحلي الإجمالي EB: من قاعدة بيانات البنك الدولي، مقدرةً كنسبة مئوية من الدخل القومي الإجمالي، ثمّ تمّ تعديلها لتصبح نسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي.

وسيتمّ اعتماد هذه المتغيرات بصيغة اللوغاريتم الطبيعي من أجل التخلص من مشكلة عدم تجانس التباين.

2- **اختبار استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المدروسة:**

يهدف هذا الاختبار إلى فحص استقرارية المتغيرات مع مرور الزمن، فقد تمّ تطبيق اختبار ADF على السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة بعد أخذ اللوغاريتم الطبيعي لها، وذلك وفقاً للطريقة المقترحة من قبل (Endres, 1995، p257)، وتتلخص هذه الطريقة بإجراء الاختبار أولاً باستخدام النموذج الذي يحتوي على ثابت واتجاه عام- وهو النموذج الأشمل- وفي حال عدم رفض فرضية العدم التي يقوم عليها يتمّ الانتقال لإجراء الاختبار الذي يحتوي ثابتاً فقط، وفي حال عدم رفض فرضية العدم يتمّ الانتقال إلى النموذج الثالث والأخير الذي لا يحتوي على ثابت أو اتجاه.

يبيّن الجدول رقم (1) نتائج تطبيق اختبار ADF على جميع السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة بصيغتها اللوغاريتمية التي تشير إلى عدم استقرار هذه السلاسل في المستوى، واستقرارها بعد أخذ الفرق الأول لها باستخدام فترات إبطاء تمّ تحديدها بناءً على معيار (SIC). كما أشار البحث سابقاً، وتنسجم هذه النتائج مع النظرية القياسية التي تفترض أنّ أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية غير ساكنة في المستوى، ولكنها تصبح ساكنة عند الفرق الأول.

الجدول (1): نتائج اختبار (ADF)

المتغير	نوع السلسلة	دون ثابت أو اتجاه	بثابت ودون اتجاه	بثابت واتجاه	درجة التكامل
LLP	المستوى	0.4014	-1.2905	-2.5173	I(1)
	الفرق الأول	***-5.3249	**-5.3221	***-5.3589	
LK	المستوى	1.4384	4.1172	0.3533	I(1)
	الفرق الأول	1.6150	-1.5500	***-5.061	
LH	المستوى	4.8815	-1.3628	-3.2267	I(1)
	الفرق الأول	***-2.7208	***-4.3651	***-4.4346	
LS	المستوى	0.9429	-2.9109	-1.2565	I(1)
	الفرق الأول	***-4.0085	***-74.0955	**-3.9711	
LEB	المستوى	-1.0571	-1.0987	**-3.7891	I(1)
	الفرق الأول	***-6.0992	***-6.1339	**-3.6694	

المصدر: أعدّ من قبل الباحثين باستخدام البرنامج القياسي EVIWS 10.

*****، ** عدم وجود جذر الوحدة عند مستوى دلالة 1%، 5% على التوالي.**

ونستنتج مما سبق، تؤكد نتائج اختبار جذر الوحدة عدم دقّة طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير النماذج، وإنّ استخدام هذه الطريقة بعد ثبوت عدم تحقق شروطها سيؤدي إلى الحصول على نتائج غير دقيقة، وفي حال استخدام تلك النتائج في التخطيط الاقتصادي ستكون مضللة، ويشّكل ذلك مبرراً لإتباع أساليب قياسية أخرى متقدمة كأسلوب التكامل المشترك.

3- النماذج القياسية لإنتاجية العمل:

بعد التأكد من استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المدروسة وتكاملها من الدرجة نفسها I(1)، تمّ استخدام طريقة التكامل المشترك لتوضيح محددات إنتاجية العمل في سورية في الأمد الطويل. ومع وجود العديد من الاختبارات الخاصة بمنهجية التكامل المشترك في دراسة العلاقة بين متغيرات الدراسة في الأمد الطويل، فقد تمّ اختيار اختبار جوهانسن للتكامل المشترك. وقبل البدء بإجراء اختبارات التكامل المشترك على متغيرات الدراسة يجب أولاً تحديد عدد فترات الإبطاء المناسبة، إذ تبيّن -عند تحديد عدد فترات الإبطاء- أنّ فترة الإبطاء المثلى التي رشحها العدد الأكبر من معايير التحديد المختلفة هي فترتان زمنيتان. كما هو موضّح في الجدول (2)، وأشارت المعايير الثلاثة FBE، AIC، HQ إلى أنّ أفضل فترة إبطاء هي سنتان زمنيتان، في حين اختار معيار SIC, LR فترة إبطاء لسنة واحدة فقط.

الجدول رقم (2): تحديد عدد فترات الإبطاء لنماذج الدراسة

HQ	SIC	AIC	FPE	LR	LogL	فترة الإبطاء
-8.58623	-8.44198	-8.63832	2.08E-09	NA	107.6598	0
-22.1376	-21.416*	-22.398	2.26E-15	286.768*	288.7765	1
-22.346*	-21.048	-22.815*	1.69e-15*	26.25982	309.7843	2

المصدر: أعدّ بالاستناد لمخرجات البرنامج القياسي EVIEWS 9 * تشير إلى فترة الإبطاء المختارة بواسطة المعيار.

وتتناسب فترة الإبطاء التي تمّ اختيارها مع حجم عينة الدراسة، كما أنّها تنسجم مع عدد فترات الإبطاء المعتمدة في الدراسات القياسية التي حجم عينتها متقارب مع حجم العينة في هذه الدراسة.

وسيتمّ فيما يلي استعراض أفضل النماذج القياسية التي توصّلت إليها الدراسة العملية لمحددات إنتاجية العمل في سورية، وذلك بعد تجريب العديد من النماذج القياسية التي درست العلاقة بين إنتاجية العمل وجميع محدداتها المشمولة بالدراسة التي خضعت لاختبارات الاستقرار، وتأكّد وجود متجه واحد على الأقل للتكامل المشترك فيما بينها وفق ما أظهرته نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك في ظل اختباري الأثر والقيمة الذاتية

العظمى[3]، وذلك عند مستوى معنوي 5%، وهذا يشير إلى وجود علاقات توازنية طويلة الأمد بين إنتاجية العمل ومحدداتها المدروسة. وبناء علي ما تقدم يتم الانتقال إلى تقدير نماذج تصحيح الخطأ للحصول على الصيغة الرياضية الممثلة لهذه العلاقات في الأمدين القصير والطويل (Gujarati, 2012,p242)، وفيما يلي ستتم مناقشة نتائج تقدير كل نموذج على حدة:

النموذج الأول: درس هذا النموذج تأثير رأس المال المادي LK ونسبة الإنفاق في التعليم K LEB ومعدل الوفيات الخام LDR كمؤشرين عن رأس المال البشري في إنتاجية العمل LLP. وأظهرت نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك– في ظل اختباري الأثر والقيمة الذاتية العظمى الواردة في الجدول (أ) من الملحق (1)– رفض فرضيات العدم الأربع القائلة بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك، أو وجود متجه أو متجهين أو ثلاثة على الأكثر عند مستوى معنوي 5%، إذ كانت جميع القيم المحسوبة المقابلة لفرضيات العدم المرفوضة تفوق القيم الحرجة المقابلة لها، كما كانت قيمتها الاحتمالية أقل من 5%.

إنّ وجود عدة متجهات لعلاقة التكامل بين المتغيرات المدروسة يدلّ على وجود توليفة خطية ساكنة بين هذه المتغيرات، وهذا يعني أنّ هذه المتغيرات لا تبتعد عن بعضها كثيراً، وتُظهر سلوكاً متشابهاً خلال الفترة المدروسة، وتأخذ هذه التوليفة الخطية الشكل الآتي:

(1) LLP = -41.7522+ 3.4733LK -5.1949LEB -10.2196LDR

(-0.6583) (-0.5836) (-1.4488) الأرقام بين قوسين تمثّل الخطأ المعياري

وتبيّن المعلمات المقدّرة في المعادلة (1) تأثير المتغيرات المدروسة في مستوى إنتاجية العمل في الأمد الطويل؛ إذ كانت قيم جميع معلمات الانحدار معنوية، وبالنسبة للإشارات كانت إشارة معلمة رأس المال المادي موجبة، وإشارة معلمة معدل الوفيات الخام سالبة، وهما تتفقان مع النظرية الاقتصادية؛ أي: أنّ زيادةاتخفيض مستوى رأس المال المادي\معدل

[3] جميع اختبارات التكامل المشترك التي أجريت في هذه الدراسة كانت بوجود ثابت غير مقيد ودون الاتجاه العام، ويرجع السبب في ذلك إلى ضرورة التوافق مع اختبارات جذر الوحدة التي افترضت وجود الثابت عند دراسة استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المدروسة.

الوفيات الخام تؤدي إلى ارتفاع مستوى إنتاجية العمل. وبالمقابل كانت إشارة معلمة نسبة الإنفاق على التعليم سالبة، وهذه النتيجة تخالف نتائج الدراسات التي أجريت على الدول الأخرى[4]، ولكنها تتفق مع نتائج دراسات إنتاجية العمل، ودور رأس المال البشري في سورية[5].

عند صياغة نموذج تصحيح الخطأ، وبيّنت النتائج المدرجة في الجدول (أ) في الملحق (2) أنّ قيمة معلمة تصحيح الخطأ معنوية عند 5% وتقدّر بـ – 0.135. كما يبيّن ذلك الجدول الذي يشير إلى أنّ نموذج تصحيح الخطأ تجاوز جميع الاختبارات التشخيصية القياسية.

النموذج الثاني: يصف هذا النموذج العلاقة المقدّرة في النموذج السابق بعد استبدال متغير التعليم (نسبة الإنفاق على التعليم) بوصفه مؤشراً مهماً من مؤشرات رأس المال البشري بمتغير متوسط عدد سنوات الدراسة LS، وتمّ اعتماد هذا المؤشر عن رأس المال البشري في العديد من الدراسات مثل دراسة (Bosworth et al, 1995)، ودراسة (Bronzini& Piselli, 2006)، ودراسة (Teixeira& Fortuna, 2006)، ودراسة (Babatunde& Adefabi, 2005)، ودراسة (المعهد العربي للتخطيط بالكويت، 2010، ص10) وغيرها.

وبناءً على نتائج اختباري الأثر والقيمة الذاتية العظمى للتكامل المشترك المدرجة في الجدول (ب) من الملحق (1)؛ تمّ رفض فرضية العدم الأولى التي تنصّ على عدم وجود أي متجه للتكامل بين متغيرات النموذج قيد الدراسة وقبول الفرضية البديلة بوجود علاقات تكامل بين هذه المتغيرات، وبالانتقال إلى اختبار فرضية العدم الثانية القائلة بوجود متجه واحد للتكامل على الأكثر، وتمّ قبول هذه الفرضية عند مستوى معنوي 5%، وعليه يمكن القول بوجود متجه وحيد لعلاقة التكامل المشترك بين هذه المتغيرات، وهذا يشير إلى وجود علاقة

[4] انظر مثلاً دراسة (Albatel, 2003) في السعودية، ودراسة (الشوربجي، 2007) في تايوان، ودراسة (Khattak& Khan, 2012) في باكستان.

[5] من هذه الدراسات التي أجريت على سورية: دراسة (Issa, 2013)، ودراسة (المصبح، 2008)، ودراسة (المعهد العربي للتخطيط بالكويت، 2009).

توازنية طويلة الأمد بين متغيرات النموذج، ويمكن كتابة معادلة المتجه التكاملي الوحيد الذي حصلنا عليه، والذي يمثّل علاقة التوازن في الأمد الطويل كما يلي:

(2) LLP = -23.9423+1.2264LK -1.5966LS -2.4713LDR

(-0.4579) (-0.2992) (-0.2192) الأرقام بين قوسين تمثل الخطأ المعياري

بيّنت نتائج تقدير المعادلة (2) أنّ مرونة رأس المال المادي في دالة إنتاجية العمل هي كما كانت عليه في النموذج الأول، موجبة ومعنوية بدرجة ثقة 95%، حيث إن كل زيادة في رأس المال المادي بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة إنتاجية العمل بنسبة 1.23%. بالمقابل، وكان تأثير مؤشر التعليم ممثّلاً بمتوسط عدد سنوات الدراسة سالباً ومعنوياً، وبذلك يخالف التوقّعات ونتائج الدراسات السابقة لكنه يتفق مع نتيجة النموذج الأول[6]، أمّا بالنسبة إلى مؤشر الصحة (معدل الوفيات الخام)، فقد كان تأثيره سالباً ومتوقعاً، حيث إن كل انخفاض(وهذا يشير إلى تحسن الوضع الصحي العام) في هذا المعدل بنسبة 1% يؤدي إلى رفع مستوى إنتاجية العمل بنسبة 2.47% في الأمد الطويل. وبعد التأكد من وجود التكامل المشترك بين متغيرات هذا النموذج تأتي الخطوة التالية المتمثلة بتصميم نموذج تصحيح الخطأ الخاص به الذي ظهرت نتائجه على النحو المبيّن في الجدول (ب) من الملحق (2)؛ إذ تُظهر نتائج هذا الجدول أنّ معلمة حد تصحيح الخطأ سالبة ومعنوية إحصائياً عند مستوى معنوي 5%؛ إذ بلغت (–0.579)، وهذا يعني أنّ حد تصحيح الخطأ يساهم في تفسير التغيرات في مستوى إنتاجية العمل في هذا النموذج، كما نستدلّ من هذه النتائج على وجود علاقة سببية طويلة الأمد تتجه من محددات الإنتاجية المدرجة في هذا النموذج إلى إنتاجية العمل، وعلى ارتفاع سرعة تصحيح الخطأ في هذا النموذج مقارنةً بسابقه في النموذج الأول؛ إذ يحتاج مستوى إنتاجية العمل إلى حوالي سنة وثمانية أشهر للعودة لقيمته التوازنية في حال حدوث اختلال فيه في الأمد القصير.

[6] بيّنت نتائج الدراستين اللتين قدمهما كل من (Bosworth et al., 1995) و(Bloom& Canning, 2005) أنّ لمتوسط عدد سنوات الدراسة تأثيراً معنوياً وموجباً في النمو الاقتصادي ونمو الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج.

وبلغت القدرة التفسيرية لهذا النموذج 27%، وهذا يدلّ على جودة توفيق النموذج، ويشير إلى أنّ 27% من التغيرات الحاصلة في مستوى إنتاجية العمل تفسّرها محددات هذه الإنتاجية التي يشملها هذا النموذج، والنسبة المتبقية (73%) تعود إلى المحددات الأخرى غير المدروسة في هذا النموذج التي يعبّر عنها الخطأ العشوائي. كما بيّنت نتائج الاختبارات التشخيصية أنّ نتائج النموذج المقدّر غير متحيزة، ومن ثمّ يؤخذ بها ويُعتد بثقتها؛ إذ تمّ قبول فرضيات العدم القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي تسلسلي بين بقايا النموذج المقدّر، وخضوع هذه البقايا للتوزيع الطبيعي، وعدم اختلاف تباينها، وهذا يدلّ على كفاءة هذا النموذج.

النموذج الثالث: تمّ في هذا النموذج تطبيق اختبار جوهانسن للتكامل المشترك للتأكّد من وجود علاقة توازنية في الأمد الطويل بين المتغير التابع لإنتاجية العمل ومتغيرين مستقلين هما: رأس المال المادي LK، ورأس المال البشري LH. وأظهرت نتائج اختبار جوهانسن بشقيه اختبار الأثر والقيمة الذاتية العظمى عدم قبول فرضية العدم القاضية بعدم وجود أي علاقة طويلة الأمد بين متغيرات النموذج محل الدراسة، وقبول الفرضية البديلة القائلة بوجود علاقة تكامل وحيدة بين هذه المتغيرات، إذ يبيّن الجدول (ج) من الملحق (1) أنّ قيمة كل من إحصائية (Trace) و(Max- egien) المحسوبة تزيد عن قيمتها الجدولية عند مستوى معنوي 5% بالنسبة للفرضية الأولى، ولكنها تقلّ عنها لدى اختبار الفرضية الثانية، وهذا يعني رفض الفرضية الأولى القائلة بعدم وجود أي متجه للعلاقة، وقبول الفرضية الثانية القائلة بوجود متجه وحيد لعلاقة التكامل، وعليه يمكن كتابة معادلة المتجه التكاملي الممثلة لعلاقة إنتاجية العمل بمحدداتها في الأمد الطويل كما يلي:

$$LLP = -10.3415+0.1486LK-0.4675LH \qquad (3)$$

(-0.0703) (-0.1676) الأرقام بين قوسين تمثّل الخطأ المعياري

مما يلفت الانتباه في نتائج تقدير المعادلة (3) استمرار التأثير السالب والمعنوي لرأس المال البشري في إنتاجية العمل، كما في النموذجين السابقين، إذ بلغت مرونة إنتاجية العمل

بالنسبة لرأس المال البشري (–0.47)، وهذا يخالف ما جاءت به النظرية الاقتصادية وبيّنته نتائج الدراسات التي رصدت هذه العلاقة، إلا أنّه يتفق مع نتائج الدراسات التي أجريت على الاقتصاد السوري دراسة (المصبح، 2008)، دراسة (Issa, 2013) ودراسة (بركة، 2014). أمّا تأثير رأس المال المادي، فقد كان، كما في النموذجين السابقين، موجباً ومعنوياً وبلغت قيمة مرونته (0.1486)، وهذا يفسّر بأنّ زيادة رأس المال المادي بنسبة 1% تؤدي لرفع مستوى إنتاجية العمل بنسبة تقارب 0.15%.

وعند الانتقال إلى تصميم نموذج تصحيح الخطأ للتأكّد من معنوية العلاقة طويلة الأمد، وتقدير المرونات في الأمد القصير، تمّ الحصول على النتائج المعروضة في الجدول (د) من الملحق (2)، فقد بلغت معلمة تصحيح الخطأ لهذا النموذج (–0.576) وهي معنوية إحصائياً بدرجة ثقة 95%،، وهذه النتيجة تتفق مع الأدبيات الخاصة بنموذج تصحيح الخطأ، وتؤكد وجود علاقة طويلة الأمد بين إنتاجية العمل ومحدداتها المدروسة في هذا النموذج؛ إذ تبدأ هذه الإنتاجية بالانخفاض في الفترة القادمة لتصحيح خطأ التوازن، وتستغرق حوالي سنة وتسعة أشهر تقريباً للعودة إلى مستواها التوازني، كما يعدّ النموذج المقدّر خالياً من المشاكل القياسية لتجاوزه مشكلة الارتباط الذاتي، وعدم تجانس التباين، فقد كانت القيمة الاحتمالية لكل من إحصائيتيهما أكبر من 5%،، لهذا تُقبل فرضية العدم القائلة بعدم وجود أي من المشكلتين السابقتين، وكذلك الأمر بالنسبة إلى اختبار التوزيع الطبيعي للبقايا الذي بيّن توزّع هذه البقايا توزيعاً طبيعياً من خلال اختبار (Jaque- Bera).

4– تقدير النماذج السابقة بطريقة المربعات الصغرى العادية:

أشارت الدراسة أعلاه إلى أنّ تطبيق طريقة المربعات الصغرى دون التأكد من استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المدروسة يقود إلى نتائج زائفة ومضللة، وللتأكّد من ذلك عملياً سيتم إعادة تقدير النماذج السابقة لمحددات إنتاجية العمل باستخدام طريقة المربعات الصغرى من أجل اختبار دقة معنوية معلماتها المقدّرة إحصائياً وقياسياً، وبالمحافظة على الترتيب السابق للنماذج عند إعادة تقديرها تمّ التوصل للنماذج الآتية:

النموذج الأول: أدّى استخدام طريقة (OLS) في تقدير هذا النموذج الذي درس العلاقة بين إنتاجية العمل LLP محسوبةً وفقاً لطريقة القيمة المضافة ومحدداتها ممثلة في رأس المال المادي LK ، ونسبة الإنفاق على التعليم LEB، ومعدل الوفيات الخام LDR إلى الحصول على النتائج الواردة في الجدول (أ) في الملحق (3) التي بيّنت عدم معنوية كل من نسبة الإنفاق على التعليم، ومعدل الوفيات الخام، مقابل معنوية رأس المال المادي، كما كان النموذج معنوياً ككل من خلال إحصائية (F) المعنوية عند درجة ثقة 99%،، وقدرته التفسيرية كبيرة؛ إذ بلغت قيمة معامل التحديد المعدّل 58%،، واتخذت العلاقة الشكل الآتي:

$$LLP = 8.218 + 0.275LK - 0.036LEB + 0.087LDR \quad (4)$$

(0.129) (0.085) (-0.104) الأرقام بين قوسين تمثّل الخطأ المعياري

وبيّنت نتائج الجدول (أ) في الملحق (3) وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين بقايا النموذج من خلال إحصائية (DW)، وللتأكّد من جودة توفيق النموذج، ودقة نتائجه، وتجاوزه للمشاكل القياسية المرتبطة بطريقة (OLS) تمّ إجراء بعض الاختبارات التشخيصية، فقد بيّنت نتائجها المدرجة في الجدول (أ) في الملحق (4) وجود مشكلة الارتباط الذاتي التسلسلي من خلال إحصائية اختبار (Breusch-Godfrey LM)، وتجاوز النموذج المدروس لمشكلة عدم تجانس التباين للبقايا من خلال إحصائية F غير المعنوية وفقاً لنتيجة اختبار (White). وعند إجراء اختبار الاستقرار الهيكلي للمعلمات المقدرة في النموذج المدروس – الذي يتحقق عند وقوع الشكل البياني لإحصائية كل من CUSUM وCUSUMSQ داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%– حصلنا على الشكل (أ) في الملحق (5). ونظراً لخروج هذا الشكل عن الحدود الحرجة، فهذا يعني عدم استقرار المعلمات المقدّرة في النموذج قيد الدراسة.

النموذج الثاني: جاءت نتائج إعادة تقدير النموذج الثاني الممثّل للعلاقة بين إنتاجية العمل ومحدداتها التالية (رأس المال المادي، ومتوسط عدد سنوات الدراسة، ومعدل الوفيات الخام) في الجدول (ب) في الملحق (3)، وكانت معادلة النموذج:

$$LLP = 8.48 + 0.295LK - 0.305LS + 0.002LDR \quad (5)$$

(0.132) (0.234) (0.079) لأرقام بين قوسين تمثّل الخطأ المعياري

وتُظهر هذه النتائج وجود علاقة موجبة بين رأس المال المادي وإنتاجية العمل كما هو متوقع، وتظهر أيضاً علاقة موجبة غير متوقعة بين معدل الوفيات الخام وإنتاجية العمل. أما متغير التعليم فبقي كما هو في النماذج السابقة بإشارة سالبة.

وبلغت القدرة التفسيرية لهذا النموذج 61%، كما كان النموذج معنوياً ككل عند مستوى معنوي 1% مع عدم معنوية معظم معلماته المقدّرة (LS, LDR). وكذلك أكّدت نتائج الاختبارات التشخيصية المدرجة في الجدول (ب) في الملحق (4) وجود مشكلة الارتباط الذاتي باستخدام اختبار (Breusch-Godfrey LM)، ووجود مشكلة عدم تجانس التباين من خلال اختبار (White) الذي تمّ قبول فرضيته العدمية القائلة بعدم تجانس التباين للبقايا المقدّرة عند مستوى معنوي 5%، وبيّنت كذلك نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج محل الدراسة الموضّحة في الشكل (ب) في الملحق (5) عدم استقرارها.

النموذج الثالث: تمّ في هذا النموذج إعادة تقدير النموذج الرابع لدالة إنتاجية العمل وفقاً لطريقة OLS الذي يدرس العلاقة بين إنتاجية العمل ومحدداتها (رأس المال المادي LK والبشريLH)، وأدرجت نتائج التقدير في الجدول (ج) من الملحق (3):

$$LLP = 7.14 - 0.46LK - 0.178LH \quad (6)$$

(0.114) (0.134) الأرقام بين قوسين تمثّل الخطأ المعياري

يبيّن الجدول (ج) من الملحق (3) عدم معنوية متغير رأس المال المادي في دالة إنتاجية العمل، وهذا مخالف للتوقعات ولنتائج تقدير النموذج نفسه وفقاً لمنهجية التكامل المشترك ولنتائج معظم النماذج السابقة!. كذلك جاءت نتائج تقدير مساهمة رأس المال البشري مخالفةً لما هو متوقع ولنتائج التقدير وفقاً للأسلوب الآخر. كما كانت القدرة التفسيرية للنموذج كبيرة،

فقد قدّرت بـ63%، وكان النموذج ككل معنوياً عند درجة ثقة 99%. أما نتائج الاختبارات التشخيصية المطبقة على هذا النموذج فقد أدرجت في الجدول (ج) في الملحق (4)؛ إذ تدعم نتائج اختبار (Breusch-Godfrey LM) النتائج التي بينها اختبار (DW) حول وجود مشكلة الارتباط الذاتي التسلسلي بين بقايا هذا النموذج، وذلك عند مستوى معنوي 1%. في حين أظهرت نتيجة اختبار (White) تلافي النموذج المدروس لمشكلة عدم تجانس التباين في بقاياه. أما بالنسبة لاختبارات الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج المقدّر فقد بيّنت نتائج اختباري CUSUM وCUSUMSQ انتفاء هذه الخاصية في معلمات هذا النموذج نظراً لخروج الشكل البياني لإحصائيتيهما عن الحدود الحرجة المقابلة لها، وهذا موضّح في الشكل (ج) في الملحق (5).

الخاتمة:

مع تزايد اعتماد الأبحاث الاقتصادية العملية على استخدام الأساليب والطرق القياسية والرياضية والإحصائية من جهة، واستخدام نتائج تلك الدراسات كمدخلات في وضع الخطط والسياسات والبرامج الاقتصادية من جهةٍ ثانية يصبح من الحاسم التعرّف على متطلبات كل أسلوب، والتأكد من تحققها قبل استخدامها في التحليل الاقتصادي، وقبل اعتماد نتائجها كأسس في عملية التخطيط.

وتوجد عملياً أدلة تشير إلى إهمال مسألة التحقق من استيفاء بيانات الدراسات الاقتصادية لمتطلبات الطُرق والأساليب المستخدمة فيها، وبدقةٍ أكثر يوجد اتجاه عند العديد من الباحثين (ليس فقط المبتدئين) نحو استخدام طريقة المربعات الصغرى في دراسات الانحدار، واستخلاص العلاقات طويلة الأمد بين المتغيرات المدروسة دون أن يسبق ذلك التأكد من خلو بيانات سلاسل المتغيرات من مشكلة جذر الوحدة، ويقود هذا الأمر إلى تبديد جهود هؤلاء الباحثين، وضياع الموارد المنفوقة على تلك الأبحاث دون تحقيق أي مكسب

علمي؛ لأنّ جذر الوحدة هي مشكلة متأصلة في غالبية المتغيرات الاقتصادية الكلية الأمر الذي يعني عدم صلاحية طريقة المربعات الصغرى في هذا المجال.

وبيّنت نتائج الدراسة العملية تضارب النتائج بين نماذج التكامل المشترك من جهة وطريقة المربعات الصغرى العادية من جهة ثانية. وبدقة أكبر تبين عدم انسجام نتائج النماذج المختلفة المقدرة وفق طريقة المربعات الصغرى العادية مع وجود سمات انحدار زائف تمثّل بارتفاع قيمة معامل التحديد كثيراً، ولاسيما في نماذج لم تكن فيها المتغيرات المستقلة معنوية. كما عانت غالبية تلك النماذج من مشاكل قياسية عديدة كالارتباط الذاتي، وعدم ثبات التباين، وعدم الاستقرار الهيكلي للمعلمات.

والأهم من ذلك كانت نتائج طريقة المربعات الصغرى غير متوافقة مع نتائج أسلوب التكامل المشترك، وكانت نتائج نماذج التكامل المشترك منسجمة فيما بينها كما هو متوقع الأمر الذي يثبت الفرضيتين الأول والثانية. وبالنتيجة يمكن القول إن منهجية التكامل المشترك تعطي نتائج تقدير أكثر دقة وكفاءة من نتائج التقدير التي تقدمها طريقة OLS نظراً لمراعاتها الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية التي أهمها خاصية الاستقرار، وخلو مقدراتها من المشاكل القياسية.

وفيما يتعلق بمحددات إنتاجية العمل أظهرت الغالبية العظمى من النتائج وجود علاقة موجبة وقوية مع مستوى رأس المال المادي، أما متغيرات رأس المال البشري فكانت علاقتها معنوية وسالبة في حالة التعليم، وموجبة في حالة معدل الوفيات الخام.

في ضوء هذه النتائج توصي الدراسة (أ) بعدم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في الدراسات العملية التي تتضمّن تقدير علاقات الانحدار بين السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية إلا إذا أكدت نتائج اختبار الوحدة عدم وجود مشكلة جذر الوحدة في تلك السلاسل، (ب) التوسّع والتعمّق في تقصي أسباب الأثر السالب لمتغيرات التعليم في إنتاجية العمل في سورية، وهي نتيجة تتفق مع نتائج بقية الدراسات حول سورية، ولكنها تخالف النظرية الاقتصادية من جهة، والواقع في غالبية دول العالم من جهةٍ ثانية.

الملاحق

الملحق (1): نتائج اختباري الأثر والقيمة الذاتية العظمى

الجدول رقم (أ): النموذج الأول

فرضية العدم	قيم المتجه	إحصائية الأثر	القيمة الحرجة	الاحتمال	إحصائية القيمة الذاتية العظمى	القيمة الحرجة	الاحتمال
None	0.8996	106.3696	47.8561	0.0000	52.8594	27.5843	*0.0000
At most 1	0.6818	53.5102	29.7971	0.0000	26.3386	21.1316	*0.0084
At most 2	0.5650	27.1716	15.4947	0.0006	19.1454	14.2646	*0.0078
At most 3	0.2946	8.0262	3.8415	0.0046	8.0262	3.8415	*0.0046

الجدول رقم (ب): النموذج الثاني

فرضية العدم	قيم المتجه	إحصائية الأثر	القيمة الحرجة	الاحتمال	إحصائية القيمة الذاتية العظمى	القيمة الحرجة	الاحتمال
None	0.8351	71.2207	47.8561	0.0001	41.4543	27.5843	0.0005
At most 1	0.4800	29.7664	29.7971	0.0504	15.0425	21.1316	0.2860
At most 2	0.3882	14.7239	15.4947	0.0651	11.3014	14.2646	0.1398
At most 3	0.1383	3.4225	3.8415	0.0643	3.4225	3.8415	0.0643

الجدول رقم (ج): النموذج الثالث

فرضية العدم	قيم المتجه	إحصائية الأثر	القيمة الحرجة	الاحتمال	إحصائية القيمة الذاتية العظمى	القيمة الحرجة	الاحتمال
None	0.6638	37.1662	29.7971	0.0059	25.0731	21.1316	*0.0132
At most 1	0.3933	12.0931	15.4947	0.1525	11.4918	14.2646	0.1312
At most 2	0.0258	0.6012	3.8415	0.4381	0.6012	3.8415	0.4381

المصدر: البيانات محسوبة باستخدام برنامج Eviews 9.

القيم الجدولية مأخوذة حسب MacKinnon-Haug-Michelis (1999) عند مستوى دلالة 5%.

الملحق (2): نتائج نموذج تصحيح الخطأ

الجدول (أ): النموذج الأول

المتغيرات التفسيرية	المعلمة المقدرة	الخطأ المعياري	قيمة t المحسوبة
ECT(-1)	-0.135387	-0.04847	[-2.79343]
D(LLP(-1))	-0.362069	-0.20725	[-1.74703]
D(LLP(-2))	-0.038191	-0.22152	[-0.17240]
D(LK(-1))	2.386446	-1.29678	[1.84028]
D(LK(-2))	2.348896	-1.01787	[2.30767]
D(LEB(-1))	-0.480316	-0.16826	[-2.85453]
D(LEB(-2))	-0.150879	-0.11853	[-1.27291]
D(LDR(-1))	14.83684	-7.51114	[1.97531]
D(LDR(-2))	11.38285	-7.30828	[-2.35483]
C	0.415175	-0.18486	[2.24583]
R-squared	0.598745		
Adj. R-squared	0.320953		
Sum sq. resids	0.029707		
S.E. equation	0.047803		
F-statistic	2.155373		
Log likelihood	43.86102		
Akaike AIC	-2.944437		
Schwarz SC	-2.450744		
الاختبارات التشخيصية	الإحصائية المحسوبة	عدد درجات الحرية	الاحتمال
الارتباط الذاتي التسلسلي LM	17.84962	16	0.3328
التوزيع الطبيعي Jaque- Bera	5.640867	8	0.6874
تجانس التباين White	179.3507	180	0.4996

الجدول (ب): النموذج الثاني

المتغيرات التفسيرية	المعلمة المقدرة	الخطأ المعياري	قيمة t المحسوبة
ECT(-1)	-0.578558	-0.26178	[-2.21007]
D(LLP(-1))	0.321251	-0.37013	[0.86793]
D(LLP(-2))	0.297683	-0.31633	[0.94104]
D(LK(-1))	-1.445224	-1.37077	[0.86793]
D(LK(-2))	2.17946	-0.99639	[2.18735]
D(LS(-1))	-0.92355	-0.38685	[-1.05431]
D(LS(-2))	-0.609576	-0.25886	[2.18735]
D(LDR(-1))	15.12792	-8.33889	[-2.38736]
D(LDR(-2))	7.182855	-7.30828	[-2.35483]
C	0.477624	-0.24957	[1.91382]
R-squared	0.566207		
Adj. R-squared	0.265888		
Sum sq. resids	0.032116		
S.E. equation	0.049703		
F-statistic	1.885353		
Log likelihood	42.96435		
Akaike AIC	-2.866465		
Schwarz SC	-2.372772		
الاختبارات التشخيصية	الإحصائية المحسوبة	عدد درجات الحرية	الاحتمال
الارتباط الذاتي التسلسلي LM	16.90239	16	0.3919
التوزيع الطبيعي Jaque- Bera	1.854323	8	0.9852
تجانس التباين White	185.6883	180	0.37

الجدول رقم (ج): النموذج الثالث

المتغيرات التفسيرية	المعلمة المقدرة	الخطأ المعياري	قيمة t المحسوبة
ECT(-1)	-0.57588	-0.22249	[-2.58832]
D(LGLP(-1))	-0.07658	-0.31552	[-0.24271]
D(LGLP(-2))	-0.1455	-0.24946	[-0.58326]
D(LK(-1))	-2.17445	-1.29124	[-1.68401]
D(LK(-2))	2.237879	-0.94202	[2.37561]
D(LH(-1))	-0.69184	-0.35162	[-1.96755]
D(LH(-2))	-0.15322	-0.37037	[-0.41369]
C	0.043449	-0.03856	[1.12671]
R-squared	0.555133		
Adj. R-squared	0.347528		
Sum sq. resids	0.032935		
S.E. equation	0.046858		
F-statistic	2.67399		
Log likelihood	42.67446		
Akaike AIC	-3.01517		
Schwarz SC	-2.62022		
الاختبارات التشخيصية	الإحصائية المحسوبة	عدد درجات الحرية	الاحتمال
الارتباط الذاتي التسلسلي LM	9.934791	9	0.3558
التوزيع الطبيعي Jaque- Bera	4.917247	6	0.5545
تجانس التباين White	99.09022	84	0.1247

الملحق (3): نتائج تقدير النماذج وفقاً لطريقة (OLS)

الجدول (أ): النموذج الأول

Dependent Variable: LLP
Method: Least Squares
Date: 01/27/14 Time: 05:44
Sample (adjusted): 1986 2010
Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
LK(-1)	0.275111	0.104544	2.631531
LEB(-1)	-0.03629	0.08503	-0.42683
LDR(-1)	0.087087	0.129332	0.67336
C	8.218137	1.661209	4.947082

R-squared	0.634093	Mean dependent var	
Adjusted R-squared	0.58182	S.D. dependent var	
S.E. of regression	0.054821	Akaike info criterion	
Sum squared resid	0.063112	Schwarz criterion	
Log likelihood	39.29812	Hannan-Quinn criter.	
F-statistic	12.13054	Durbin-Watson stat	
Prob(F-statistic)	0.00008		

الجدول (ب): النموذج الثاني

Dependent Variable: LLP
Method: Least Squares
Date: 01/27/14 Time: 05:42
Sample (adjusted): 1986 2010
Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LK(-1)	0.295508	0.079865	3.700091	0.0013
LS(-1)	-0.30579	0.234528	-1.30387	0.2064
LDR(-1)	0.002805	0.132821	0.021119	0.9834
C	8.480371	1.39537	6.077507	0.0000

R-squared	0.65856	Mean dependent var	12.24933
Adjusted R-squared	0.609783	S.D. dependent var	0.084774
S.E. of regression	0.052956	Akaike info criterion	-2.89306
Sum squared resid	0.058891	Schwarz criterion	-2.69804
Log likelihood	40.16322	Hannan-Quinn criter.	-2.83897
F-statistic	13.50141	Durbin-Watson stat	1.099621
Prob(F-statistic)	0.00004		

الجدول (ج): النموذج الثالث

Dependent Variable: LLP
Method: Least Squares
Date: 01/27/14 Time: 05:49
Sample (adjusted): 1986 2010
Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error
LK(-1)	0.462021	0.134425
LH(-1)	-0.178852	0.114154
C	7.149712	1.040176

R-squared	0.662561	Mean dependent var	
Adjusted R-squared	0.631885	S.D. dependent var	
S.E. of regression	0.051435	Akaike info criterion	
Sum squared resid	0.058201	Schwarz criterion	
Log likelihood	40.31055	Hannan-Quinn criter.	
F-statistic	21.59846	Durbin-Watson stat	
Prob(F-statistic)	0.000006		

المصدر: نتائج برنامج Eviews 9.

الملحق (4): نتائج الاختبارات التشخيصية للنماذج المقدرة

الجدول (أ): النموذج الأول

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	**5.833252**	**Prob. F(2,20)**	**0.0101**
Obs*R-squared	**9.210075**	**Prob. Chi-Square(2)**	**0.0100**

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	**0.643309**	**Prob. F(6,18)**	**0.6948**
Obs*R-squared	**4.414319**	**Prob. Chi-Square(6)**	**0.6208**
Scaled explained SS	**3.975662**	**Prob. Chi-Square(6)**	**0.6800**

الجدول (ب): النموذج الثاني

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	**10.62339**	**Prob. F(2,20)**	**0.0007**
Obs*R-squared	**12.87740**	**Prob. Chi-Square(2)**	**0.0016**

Heteroskedasticity Test: White

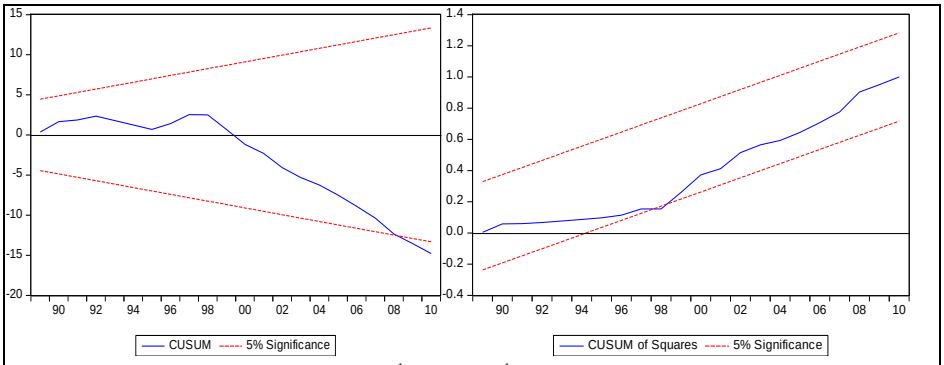
F-statistic	**3.156440**	**Prob. F(6,18)**	**0.0270**
Obs*R-squared	**12.81764**	**Prob. Chi-Square(6)**	**0.0460**
Scaled explained SS	**11.66822**	**Prob. Chi-Square(6)**	**0.0698**

الجدول (ج): النموذج الثالث

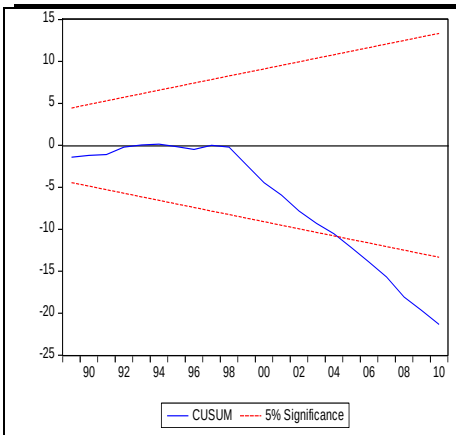
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	**10.86174**	**Prob. F(2,21)**	**0.0006**
Obs*R-squared	**12.71086**	**Prob. Chi-Square(2)**	**0.0017**
Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	**0.258648**	**Prob. F(3,21)**	**0.8543**
Obs*R-squared	**0.890826**	**Prob. Chi-Square(3)**	**0.8276**
Scaled explained SS	**0.412867**	**Prob. Chi-Square(3)**	**0.9376**

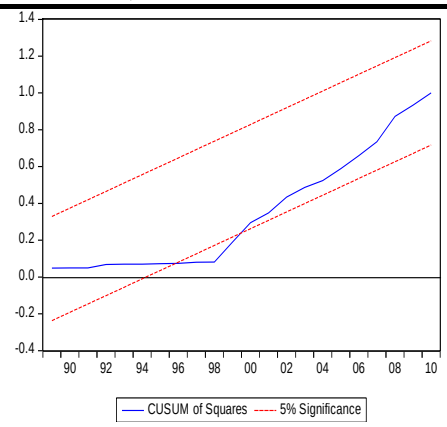
المصدر: البيانات محسوبة باستخدام برنامج Eviews 9.

الملحق (5): نتائج اختباري CUSUM وCUSUMSQ لاستقرار معلمات النماذج

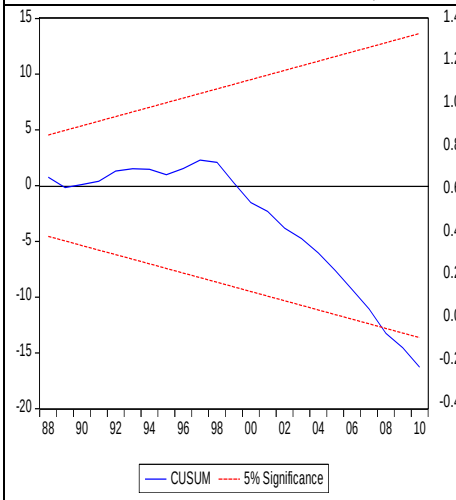


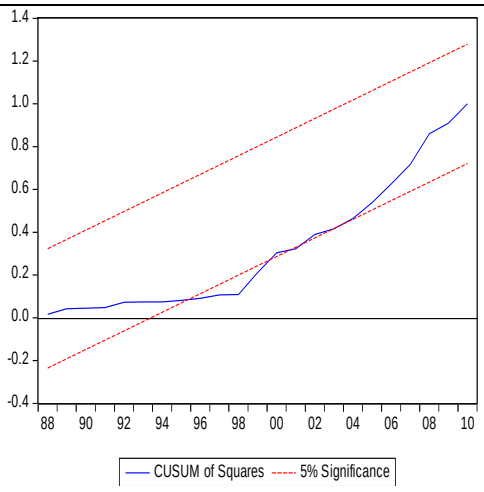
الشكل (أ): النموذج الأول





الشكل (ب): النموذج الثاني





الشكل (ج): النموذج الثالث

المصدر: باستخدام برنامج Eviews 9.

المراجع:

المراجع العربية:

1. بركة، آلاء، محددات وطرق قياس إنتاجية العمل في سورية – دراسة قياسية، أطروحة دكتوراه، جامعة دمشق، دمشق، 2014.
2. الحوشان، حمد، ديناميكية الناتج غير النفطي في المملكة العربية السعودية: تحليل متجه الانحدار الذاتي، بحث منشور على الصفحة:
http://faculty.ksu.edu.sa/Dr_Alhoshan/MyPapers/GDP-dynamic.pdf
3. سلسلة جسر التنمية، الإنتاجية وقياسها، المعهد العربي للتخطيط، الكويت، العدد 79، السنة الثامنة، 2009.
4. المصبح، عماد الدين، محددات النمو الاقتصادي في سورية 1970– 2004، رسالة دكتوراة، جامعة دمشق، 2008.
5. المكتب المركزي للإحصاء في سورية، المجموعة الإحصائية، 2009& 2010.

المراجع باللغة الإنكليزية:

1. Albatel, A., Human Resources Development and Economic Growth in Saudi Arabia, J. King Saud Univ., Vol. 16, Admin. Sci. (1), pp. 35-59, Riyadh, 2003.
2. Babatunde, M.A., Adefabi, R.A. , Long Run Relationship between Education and Economic Growth in Nigeria: Evidence from the Johansen's Cointegration Approach, Paper presented at the Regional Conference on Education in West Africa: Constraints and Opportunities Dakar, Senegal, 2005.
3. Barro, Lee, paper and the accompanying "New Data Set of Educational Attainment in the World 1950-2010" are available at www.barrolee.com, 2012.
4. Bloom, D., Canning, D., Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence, Harvard University, Boston, 2005.
5. Bosworth, B., Collins, S., Chen, Y., Accounting for Differences in Economic Growth, This paper was written for the Conference on "

Structural Adjustment Policies in the 1990s: Experience and Prospects", Tokyo, Japan, 1995.
6. Bronzini, R., Piselli, P., Determinants of long-run regional productivity: The role of R&D, human capital and public infrastructure, del Servizio Studi, No. 597, 2006.
7. Brooks, C., Introductory econometrics for finance, second edition, Cambridge University, New York, 2008.
8. Enders, W., Applied Econometric Time Series, second edition, John Wiley& Sons, Inc, New York, 2004.
9. Enders, W., Applied Econometric Time Series, John Wiley& Sons, Inc, New York, 1995.
10. Gujarati, D., Econometric By Examples, Palgrave Macmillan, United States, 2012.
11. Granger, C., Newbold, P., Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics, Vol. 2, 1974, PP.111-120.
12. Granger, C., Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 48, 1986, PP.213-228.
13. Green, W., Econometric Analysis, Seventh Edition, Pearson Education Limited, England, 2012.
14. Hamilton, J., Time Series Analysis, Princeton University, Press, New York, 1994.
1. Huitfeldt, H., Kabbani, N., Labor Force Participation, Employment, and Returns to Education in Syria, Paper Submitted to the Twelfth Annual Conference of the Economic Research Forum, Cairo, 2005.
2. Issa, H., Human Capital and Economic Growth Evidence from Syria, Damascus UNIV. Journal, Vol. 29, No. 1, 2013.
3. Johansen. S., Jueslius, K., Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Application to the Demand for Money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52,1990, PP.169-210.
4. Juselius, K., Vector Error Correction Models Johansen FIML Approach, 2013, online lecture notes at: http://www.econ.ku.dk/okokj
5. Khattak, N., Khan, J., The Contribution of Education to Economic Growth: Evidence from Pakistan, international journal of business and social science, Vol. 3, No. 4, 2012.

6. Mackinnon, J., Critical Values for Cointegration Test in Long- Run Relationships: Reading in Cointegration, Oxford University Press, 1999, PP. 267-276.
7. Michaud, D., La Prévision: approche empirique d'une methode statistique, Masson, Paris, 1989.
8. Nelson, C., Pollser, Trends and Random Walk in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implication, Journal of money economics, Vol.10, 1982, PP.139-162.
9. Phillips, P., Perron, P., Testing for a Unit Root in Time Series Regression, Biometrika, Vol. 75, 1988.
10. Phillips, P., Understanding Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics, Vol. 33, 1986, PP. 311-340.
11. Rachew, S. and others, Financial Econometrics: from Basics to Advanced Modeling Techniques, the Frank J. Fabozzi Series, John Wiley& Sons, Inc, 2007.
12. Schalk, H., Analyzing Growth and Productivity in Syria by Growth Accounting, CAWM Discussion Paper No.50, 2011.
13. Shumway, R., Stoffer, D., Time Series Analysis and Its Applications- With R Examples, third edition, Springer Science& Business Media, New York, 2011.
14. Sjo, B., Testing for Unit Roots and Cointegration, 2008.
15. Stock, J., Watson. M., Interpreting the Evidence Money Income Causality, Journal of econometrics, 1989, Vol.40, PP.161-182.
16. Teixeira, A., Fortuna, N., Human capital, trade and long-run productivity: Testing the technological absorption hypothesis for the Portuguese, FEP working papers, No. 226, 2006.
17. Zaman, C., Macroeconomic Conditions for Reforming the Syrian Economy, CASE Warsaw/ Arcadis BMB, Utrecht, 2006.
18. www.worldbank.org.
19. www.unctad. org .

تاريخ ورود البحث:2019/09/08
تاريخ الموافقة على نشر البحث:2019/12/01 .