مجلة جامعة الملك سعود، م٧، العلوم الإدارية (٢)، ص ص ٢٧١ - ٣٠١ الرياض (١٤١٥هـ / ١٩٩٥م).

التكامل المشترك وفرضية تعادل القوة الشرائية بدول مجلس التعاون الخليجي
دراسة في إمكانية التكامل النقدي

حمد سليمان البازعي و سليمان محمد التركي
قسم الاقتصاد - كلية الاقتصاد والإدارة، فرع جامعة الملك سعود بالقصيم، وقسم الاقتصاد، كلية العلوم الإدارية، جامعة الملك سعود، الرياض، المملكة العربية السعودية

(قُدم للنشر في ١٤١٤/١٢/٢٢هـ؛ وقبل للنشر في ١٤١٥/١/١١هـ)

ملخص البحث. يهدف هذا البحث إلى دراسة إمكانية التكامل النقدي بين دول مجلس التعاون الخليجي، ووصولاً إلى هذا الهدف، يستخدم هذا البحث الأسلوب الحديث في تحليل السلاسل الزمنية للتعرف على درجة تكاملها وكذلك التعرف على التكامل المشترك فيما بينها، وينطلق هذا البحث من الأسس النظرية لفرضية تعادل القوة الشرائية، وتوضح النتائج التي تم التوصل إليها أن السلاسل الزمنية لكل من الأسعار المحلية وأسعار الصرف الإسمية في كل من البحرين والكويت والمملكة العربية السعودية متكاملة من الدرجة الأولى (تحتوي على جذر الوحدة)، كما دلت اختبارات التكامل المشترك على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الأسعار المحلية لكل من دولة البحرين والمملكة العربية السعودية، كما دلت أيضًا وإن لم يكن بالقوة نفسها على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الاسمي للريال السعودي مقابل الدينار الكويتي والنسبة بين الأسعار المحلية في كل من الكويت والمملكة العربية السعودية، كما تم التوصل إلى علاقة مشابهة بين سعر صرف الدينار البحريني مقابل الدينار الكويتي والنسبة بين الأسعار المحلية في كل من الكويت والبحرين. ومن هنا يمكن القول بإمكانية التكامل النقدي بين هذه الدول ومن ثم بين دول مجلس التعاون الخليجي حيث إن وجود التكامل المشترك يعني أن هذه المتغيرات تتحرك بشكل لا يجعلها تبتعد كثيراً عن بعضها البعض خاصة في الأجل الطويل مما يسهل من عملية الربط فيما بينها.

المقدمة

تبرز ظاهرة التكتلات الاقتصادية كواحدة من أهم السمات التي تطبع العلاقات الاقتصادية الدولية. فلقد أدركت دول العالم ـ خاصة المتقدم ـ أهمية التعاون الاقتصادي لتحقيق الأهداف الاقتصادية من نمو وإظهار، بدلا من التنافس الذي جر إلى الحروب الطاحنة وتبديد الموارد وما نتج عنها من تدهور اقتصادي. فإذا كانت الحالة هذه لدول العالم المتقدم فإنه يتحتم على الدول النامية ـ خاصة الدول العربية ـ البحث عن صيغ عملية للتعاون الاقتصادي تكون دافعة للتنمية الاقتصادية الشاملة. وتمثل تجربة دول مجلس التعاون الخليجي إحدى هذه الصيغ الجادة والموضوعية للتنسيق والتعاون الاقتصادي بين الدول الأعضاء، حيث جاءت بعد محاولات عربية سابقة لم يكتب لها النجاح مما مكن من دراسة أسباب الفشل والخروج ببرنامج تدريجي لتحقيق التعاون المنشود. وقد ركزت الاتفاقية الاقتصادية الموحدة على تدعيم التعاون الاقتصادي وصولاً إلى تقارب أوثق وروابط أقوى لما فيه خير شعوب دول المجلس، فنصت المادة العاشرة من الاتفاقية المذكورة على أن تعمل «الدول الأعضاء على تحقيق التنسيق والتجانس بين خططها الإنمائية بهدف الوصول إلى التكامل الاقتصادي فيما بينها»، وإدراكًا من الدول الأعضاء لأهمية التعاون والتكامل المالي والنقدي، فقد نصت المادة الثانية والعشرون على أن «تقوم الدول الأعضاء بتنسيق سياساتها المالية والنقدية والمصرفية وزيادة التعاون بين مؤسسات النقد والبنوك المركزية بما في ذلك العمل على توحيد العملة لتكون متممة للتكامل الاقتصادي المنشود فيما بينها».

وتوضح هذه المادة أن من بين الأهداف قيام تكامل نقدي والذي يتطلب توافر بعض الأسس التي يرتكز إليها. ويرى كثير من الاقتصاديين أن التكامل النقدي يتطلب تنسيق السياسات المالية والنقدية بين الدول الأعضاء، وهو ما نصت عليه المادة المذكورة آنفًا، كما يتطلب حسب رأي Balassa [١] و Machlup [٢] وجود أسعار صرف ثابتة فيما بين عملات الدول الأعضاء مع السماح ببعض التقلبات المحدودة حول أسعار التعادل، ويرى Lam-falussy [٣] أن استقرار أسعار الصرف بين عملات الدول الأعضاء يمثل الحد الأدنى من التكامل النقدي كما يرى كل من Cooper [٤] و Presely [٥] أن تثبيت أسعار الصرف يماثل وجود عملة موحدة حيث يتطلب كلاهما سياسة نقدية موحدة، من هنا يتبين أن وجود أسعار صرف مستقرة وعلاقات توازن بين عملات الدول الأعضاء يجعل من السهل تثبيت أسعار

الصرف بين هذه العملات، الأمر الذي يعتبر شرطًا ضروريًّا لتحقيق التعاون ومن ثم التكامل النقدي.[١]

ويهدف هذا البحث إلى إلقاء الضوء على إمكانية التكامل النقدي بين دول مجلس التعاون الخليجي مستخدمًا الأساليب القياسية الحديثة لدراسة الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية لأسعار صرف عملاتها لنتبين ما إذا كانت ساكنة أم لا، كما تفحص هذه الورقة التكامل المشترك بين هذه السلاسل لنتعرف على ما إذا كانت هناك علاقة توازنية فيما بينها على المدى الطويل، حيث إن وجود مثل هذه العلاقة يدل على أن أسعار هذه العملات تتحرك بشكل يجعلها لا تبتعد كثيرًا عن بعضها وانحصار تقلباتها في حدود ضيقة، الأمر الذي يدل على إمكانية قيام تكامل نقدي،[٢] وينطلق البحث من الأسس النظرية لفرضية تعادل القوة الشرائية والتي يرى أنصارها أنها عبارة عن علاقة توازن بين سعر الصرف والنسبة بين الأسعار المحلية والأجنبية، فبينما تتحرك أسعار الصرف عن بعضها في الأجل القصير تتقارب فيما بينها في الأجل الطويل. وللوصول إلى هذا الهدف يحاول هذا البحث دراسة وتحليل الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للأسعار المحلية لأسعار صرف عملات دول مجلس التعاون الخليجي والتعرف على درجة التكامل فيما بينها، مستخدمًا في ذلك المملكة العربية السعودية كدولة مرجعية.

وترجع أهمية استخدام أسلوب تحليل السلاسل الزمنية بالنظر إلى الطبيعة غير

---

(١) يتضمن التكامل النقدي شرطين أساسيين، الأول: توحيد أسعار الصرف والثاني: غياب الرقابة على الصرف وعلى حركة رأس المال، وهذان الشرطان يتطلبان توحيد السياسات النقدية وتنظيم ميزان المدفوعات، إلا أنه يمكن قبل الوصول إلى هذه المرحلة من التكامل النقدي أن تقوم الدول الراغبة في الدخول في مثل هذا التكامل ببعض الإجراءات والتي تسهل الوصول إلى تلك المرحلة ومنها التنسيق النقدي وتنسيق أسعار الصرف.

(٢) يرى بعض الكتاب أن دول مجلس التعاون الخليجي تمثل جزءًا من مناطق نقدية أجنبية هي منطقة الدولار، حيث تمثل إيرادات البترول الدولارية المحدد الأساسي للناتج المحلي، كما تتميز هذه الدول بالاختلاف من حيث سياساتها النقدية والمصرفية، فمثلاً بعضها يتساهل في التعامل مع المصارف العاملة فيها كالإمارات، والبعض الآخر يتشدد كالكويت، الأمر الذي يجعل من التكامل النقدي صعبًا [٦]. إلا أن التنسيق بين هذه الدول والعمل على توفير استقرار في أسعار الصرف تعتبر الخطوة الأولى في سبيل تحقيق هذا التكامل.

الساكنة لكثير من المتغيرات الاقتصادية، الأمر الذي جعل النماذج التي يتم تقريرها باستخدام الأساليب التقليدية عرضة لسوء التحديد، ومن ثم الحصول على نتائج متحيزة وتتسم بعدم الكفاءة [٧]. يضاف إلى ذلك أن دراسة الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية لأسعار الصرف والأسعار المحلية مهم جدًّا لعدة أسباب، الأول: أن تقلبات هذه الأسعار تهم واضعي السياسات كثيرًا، لما تمثله من عائق أمام سير الاقتصاد نحو التوازن الداخلي والخارجي. كما أن لهذه التقلبات تكاليف اقتصادية كبيرة لتثبيطها التجارة والاستثمار الدوليين. الثاني: إلقاء مزيد من الضوء على الجدل الدائر بين الاقتصاديين حول صحة ومدى انطباق فرضية تعادل القوة الشرائية حيث يرى عدد من الاقتصاديين أن تحركات أسعار الصرف ظاهرة مؤقتة سببها بطء استجابة أسعار السلع نسبة للأسعار في الأسواق المالية وليس عدم صحة هذه الفرضية [٨، ٩]، كما تمثل هذه الدراسة إضافة إلى هذا الموضوع بالتطبيق على عينة لم تتم دراستها من قبل. الثالث: أن الانحرافات عن فرضية تعادل القوة الشرائية PPP ذات أهمية قصوى لنظرية الاستثمار الدولية حيث تجعل المستثمرين ينظرون بشكل مختلف إلى العوائد المتماثلة للأصل نفسه مما يعني الفصل بين الأسواق المالية وبالتالي عدم إمكانية انطباق نظريات مهمة كنموذج تسعير الأصول المالية CAMP.

ويتألف هذا البحث من خمسة مباحث، فعقب هذه المقدمة يعرض المبحث الثاني الجوانب النظرية للموضوع، ويتضمن ذلك عرضًا لفرضية تعادل القوة الشرائية ونظرية التكامل المشترك، وأخيرًا عرض للدراسات والتي استخدمت أسلوب تحليل السلاسل الزمنية وأسلوب التكامل المشترك في اختبار هذه الفرضية، وفي المبحث الثالث يتم تصميم النموذج المستخدم في هذه الدراسة، ثم يستعرض المبحث الرابع البيانات المستخدمة وطريقة التقدير والنتائج التي تم التوصل إليها، وأخيرًا يختتم المبحث الخامس في هذه الورقة باستعراض أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة مشيرًا إلى ما يمكن الخروج به من توصيات.

الجوانب النظرية

فرضية تعادل القوة الشرائية PPP

يعرف سعر الصرف الاسمي بأنه قيمة عملة بلد ما بالعملة المحلية لبلد آخر ويمكن

حسابه عن طريق تعادل القوة الشرائية المطلقة أو النسبية ويعبر عن الأولى بالمعادلة التالية :

$$\text{In } e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ In } (P_t^*/P_t) + u_t \qquad (١)$$

حيث e_t سعر الصرف الاسمي و P_t^* مستوى الأسعار الأجنبية و p_t مستوى الأسعار المحلية و u_t حد عشوائي بالصفات المعروفة و α_0 ، α_1 ثوابت. كما يعبر عن الثانية بالمعادلة التالية :

$$\text{In } \triangle e_t = b \text{ In} \triangle (P_t^*/P_t) + v_t \qquad (٢)$$

حيث $\triangle$ مشغل الفروق الأولى.

وتعتبر فرضية تعادل القوة الشرائية من الأسس التي يقوم عليها المنهج النقدي لتحديد أسعار الصرف، ويرى النقديون في هذه الفرضية امتدادًا لنظرية كمية النقود في حالة الاقتصاد المفتوح.[٣] ويرجع تاريخ هذه الفرضية إلى مدرسة سلامنكا الأسبانية Salamanca في القرن السادس عشر، إلا أن كينز يرى الفضل لريكاردو في التنبيه إليها، ولـ كاسل Cassal الفضل في التسمية [١١].[٤]

ويرى أنصار PPP أن سعر الصرف بين عملتي بلدين ما يتحدد ليساوي النسبة بين الأسعار المحلية لهذين البلدين أو أن التغير النسبي في سعر الصرف يساوي الفرق بين معدلات نسبة التضخم في البلدين.[٥] وتبعًا لنظرية التجارة الدولية فإنه وفي ظل غياب تكاليف النقل ومعوقات التجارة فإن أسعار السلع المتجانسة تميل إلى التساوي بين الدول، وهذا ما يطلق عليه قانون السعر الواحد والذي تستند إليه الصيغة القوية، كما أوردناها في المعادلة رقم (١) وتبعًا لهذه الصيغة فإن α_1 في تلك المعادلة تساوي الواحد دائمًا. إلا أن عالم الواقع يحفل بالكثير من معوقات التجارة مما يجعل من الصعب تحقق قانون السعر الواحد، الأمر الذي يعني أن سعر الصرف ينحرف عن قيمته التوازنية ويمكن القول بأن عدم تحقق شروط، وبالتالي عدم صحة، قانون السعر الواحد لا يعني فشل السوق بل يمكن القول بكفاءة السوق شريطة أن تعكس الأسعار المحلية والأجنبية تكاليف معوقات التجارة.[٦]

---

(٣) انتقد عدد من الاقتصاديين هذا المنهج، انظر على سبيل المثال [١٠، ص٢٦٥].

(٤) لعرض آخر لفرضية تعادل القوة الشرائية يرجى الرجوع إلى [١٢].

(٥) يلاحظ أن كلا من سعر الصرف والأسعار المحلية لكل بلد تتحدد في عالم الواقع آنيا وداخليا.

(٦) وجود عوائق التجارة الدولية لا يعني عدم كفاءة السوق بل ذهب عدد من الاقتصاديين إلى إثبات أن التعرفة الجمركية المحققة للكفاءة لا تساوي صفرا بالضرورة [١٣، ص ص ٢٢٦ - ٢٢٨].

كما أن عدم تحقق قانون السعر الواحد لا يعني عدم ارتباط مستوى الأسعار المحلية بمستوى الأسعار الأجنبية.[٧]

لذا يمكن النظر إلى PPP على أنها علاقة توازن للقوة الشرائية الحقيقية لكل بلد بدلاً من كونها نظرية لتحديد سعر الصرف بالمعنى الدقيق، ولذا ولانطباق PPP فلابد من وجود علاقة توازن طويل الأجل بين P_t و P_t^*، أي أن المطلوب أن يكون كلاً من مستوى الأسعار المحلية والأجنبية متكاملاً تكاملاً مشتركًا والذي يعني أن التوليفة الخطية منهما ساكنة، وفي حالة توافر هذا الشرط فإن أي انحرافات عن هذه الفرضية في الأجل القصير ستتلاشى بفعل العوامل الاقتصادية، والتي تعمل على إعادة التوازن خاصة التجارة وتحركات رأس المال.

التكامل المشترك

نظرًا لعدم الارتياح للأساليب السابقة المستخدمة في التحليل، فقد طور الاقتصاديون أساليب جديدة مهمتها معالجة أوجه القصور الموجودة في تلك الأساليب.[٨] ومن أهم الأساليب المطورة حديثًا أسلوب اختبار درجة تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية ومزاوجة هذا المفهوم بمفهوم النظرية الاقتصادية الخاص بفكرة التوازن في الأجل الطويل حيث تقضي النظرية الاقتصادية — في الغالب — بعدم تباعد بعض المتغيرات

---

(٧) تجدر الإشارة إلى أن الصيغة القوية لتعادل القوة الشرائية قد لا تتحقق في عالم الواقع نظرًا للاختلافات بين الأسعار المحلية ونظرًا لأن كل دولة تنتج سلعًا مختلفة بالإضافة إلى عوائق التجارة، وفي المقابل يمكن القول بانطباق الصيغة النسبية لهذه الفرضية في حالة عدم وجود وهم نقدي Money illusion.

(٨) من المشكلات الإحصائية الناتجة عن استخدام الأساليب القياسية التقليدية الحصول على انحدار زائف Spurious regression. ويمكن الاستدلال على ذلك عندما يكون معامل التحديد المعدل R^2 أكبر من إحصائية دربن واتسون (D-W) [١٤]. وسبب وجود هذه المشكلة أن معظم السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية تتصف بعدم السكون فالرقم الكبير لمعامل التحديد المعدل قد يدل فقط على ارتباط الاتجاهات العامة وليس على علاقة اقتصادية حقيقية، كما أن انخفاض إحصائية دربن واتسون قد تعكس بواقي غير ساكنة. ويعالج تحليل التكامل المشترك هذه المشكلة بالتعرف على الحالات التي يكون الارتباط فيها غير زائف [انظر ١٥، ص٢٢٦ و١٦، ص٢٠٣].

الاقتصادية عن بعضها بشكل كبير خاصة في الأجل الطويل.

ويرجع الفضل إلى Granger [١٧] في تطوير النظرية الإحصائية للتكامل المشترك، كما يرجع الفضل إلى Engle and Granger [١٨] في صياغة هذا المفهوم بشكل متكامل، وبيان العلاقة بين المفهوم الإحصائي للتكامل المشترك ومفهوم التوازن في الأجل الطويل. وتبعًا لـ Engle and Granger [١٨] يمكن تعريف التكامل المشترك لزوج من المتغيرات (X, Y) على أنه وجود توليفة (مركب) خطية ساكنة من هذين المتغيرين.

وفي المفهوم الإحصائي يطلق لفظ السكون على السلسلة الزمنية إذا كان كلا من متوسطها الحسابي وتباينها المشترك (تغايرها) ساكنة عبر الزمن، فمن خصائص السكون أن السلسلة تتقلب حول متوسطها الحسابي، كما أنها تنزع إلى العودة إلى هذا المتوسط خلال فترة قصيرة، يضاف إلى ذلك أن دالة الارتباط الذاتي تتناقص بسرعة مع زيادة الفجوة الزمنية الأمر الذي يعني أن الماضي المتوسط أو البعيد ليس له وزن يذكر.[٩] وتوصف السلسلة الساكنة بأنها متكاملة من الدرجة صفر، I(0) ، وفي حالة اللجوء إلى إجراء الفروق الأولى لتسكين السلسلة فعند ذلك توصف بأنها متكاملة من الدرجة الأولى أي I(1).

وفي الغالب فإن أي توليفة خطية من سلسلتين زمنيتين متكاملتين من الدرجة الأولى هي نفسها متكاملة من الدرجة الأولى، وفي حالة ما إذا كانت التوليفة الخطية متكاملة من الدرجة صفر، عندئذ يمكن القول بوجود تكامل مشترك بين السلسلتين.

وللتحقق من وجود تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية، فقد طور الاقتصاديون عددًا من الاختبارات ومن أهمها اختبار دربن ـ واتسون للتكامل المشترك، واختبار ديكي ـ فولر البسيط، واختبار ديكي ـ فولر المركب [انظر: ١٨، ص٢٦٩ و١٥، ص١٦ و١٩، ص٢٩] وتتكون اختبارات التكامل المشترك من خطوتين، الأولى: اختبار جذر الوحدة لكل من سلسلة زمنية بشكل منفرد (أي اختبار درجة تكامل السلسلة)، فعلى سبيل المثال يتضمن اختبار ديكي ـ فولر البسيط لجذر الوحدة للسلسلة X تقدير معادلة الانحدار الذاتي التالية:

---

(٩) توصف السلسلة بأنها ذات ذاكرة محدودة.

$$\Delta x_t = \lambda_0 x_{t-1} + e_t \qquad (٣)$$

حيث $\Delta X_t = (X_t - X_{t-1})$ و Δ معامل الفروق الأولي و e_tحد عشوائي بالصفات المعتادة و λ_0 ثابت.

أما اختبار ديكي ـ فولر المركب فيتضمن تقدير معادلة مماثلة للمعادلة رقم (١)، لكن مع إضافة قيم متباطئة للمتغير التابع ليعكس الجانب الديناميكي لكثير من المتغيرات الاقتصادية، وبذا تصبح معادلة رقم (١) على الشكل التالي:

$$\Delta x_t = \lambda_0 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t \qquad (٤)$$

وتتم إضافة المتغير المتباطيء لفترات متعددة حتى نضمن توزيع e توزيعًا معتدلاً. وبإجراء التقدير للمعادلتين (١) و(٢) وفي حالة الحصول على قيمة تساوي الصفر لـ λ_0وبمعنوية إحصائية مقبولة نستطيع عندها القول بأن السلسلة x_tمتكاملة من الدرجة الأولى (أي تحتوي على جذر الوحدة).[١٠]

وبعد الحصول على نتائج الخطوة الأولى والمتمثلة في تحديد درجة التكامل للمتغيرات محل الدراسة، تأتي الخطوة الثانية والخاصة باختبار التكامل المشترك بين المتغيرات ذات درجة التكامل المتماثلة فعلى سبيل المثال إذا كان لدينا المتغيران X_t و Y_tوالمتكاملان من الدرجة الأولى فإن اختبار التكامل المشترك يتم عن طريق تقدير دالة الانحدار التالية:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + e_t \qquad (٥)$$

وبعد التقدير، نحصل على بواقي هذه المعادلة (e_t) ومن ثم إجراء اختبارات درجة الوحدة للتعرف على ما إذا كانت هذه البواقي ساكنة أم لا، ويتم ذلك بتقدير المعادلة التالية:

$$\Delta e_t = a_0 e_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} a_i \Delta e_{t-i} + v_t \qquad (٦)$$

ويتطلب التكامل المشترك أن تكون a_0 أقل من الصفر وبمعنوية إحصائية مقبولة. كما يمكن الاستدلال على وجود التكامل المشترك عن طريق النظر إلى إحصائية دربن ـ واتسون (CRDW) عند تقدير المعادلة رقم (٣) وفي حالة كون هذه الإحصائية معنويًا أكبر من الصفر

---

(١٠) هذه الاختبارات لا تخضع لتوزيع t المعروف نظرًا لأن درجة تكامل المتغير التابع تختلف عن درجة تكامل المتغير المستقل في هذه الحالة فإن اختبار t لا يخضع للتوزيع المعتدل. وقد وضع Charemza and Deadman [٢٠] قيما حرجة لهذين الاختبارين.

عندها يمكن القول بوجود التكامل المشترك.(١١)

التكامل المشترك وفرضية تعادل القوة الشرائية PPP

نظرًا لأن فكرة التكامل المشترك تسمح للسلاسل الزمنية منفردة أن تكون متكاملة من الدرجة الأولى، لكنها في الوقت نفسه تتطلب أن تكون التوليفة المركبة من هذه السلاسل ساكنة، فإن فرضية تعادل القوة الشرائية (PPP) تصبح قابلة للاختبار باستخدام هذا الأسلوب. حيث تعطينا فكرة التكامل المشترك الفرصة للتحلل من الالتزام الصارم بهذه الفرضية وفي الوقت نفسه تمكننا من اختبار العلاقة التوازنية بين سعر الصرف والأسعار المحلية والأجنبية. وفي ظل أسعار الصرف المرنة فإن الانحرافات الكبيرة عن PPP ممكنة خاصة في الأجل القصير نظرًا لأن سعر الصرف ـ كسعر أي أصل مالي ـ يستجيب بسرعة للعوامل الاقتصادية وغيرها كالتوقعات بينما تتميز أسعار السلع باستجابة أقل [٩] أما في الأجل الطويل فمن المتوقع انطباق فرضية PPP.

ويعتبر Poole [٢٢] من أوائل من درس خصائص السلاسل الزمنية لأسعار الصرف وذلك في دراسة تحليلية للدولار الكندي خلال الفترة من ١٩٥٠ ـ ١٩٦٠م حيث وجد ارتباطًا تسلسليًا من الدرجة الأولى معنويًا إحصائيا ثم قام Levich [٢٣] بدراسة الدولار الكندي مستخدمًا أسلوب بوكس ـ جينكز لتحليل السلاسل الزمنية وخلص إلى القول بأن نموذج المسار العشوائي البسيط كافيا لوصف البيانات وتتفق هذه النتيجة مع ما توصل إليه كل من Neslon [٧] و Wasserfalen [٢٤] في تقرير أن معظم السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية الكلية بما فيها الأسعار القياسية تحتوي على جذر الوحدة. كما أوضح Meese [١٢] أن سعر الصرف الاسمي يتضمن جذر الوحدة. وقد قام عدد من الدارسين بمحاولات اختبار فرضية PPP ، إلا أن الدليل غير قاطع. فمن الدراسات التي توصلت إلى

---

(١١) يرجع اقتراح استخدام إحصائية دربن ـ واتسون في اختبار التكامل المشترك إلى Sargan and Bhargava [٢١] وذلك لاختبار فرضية أن البواقي في معادلة الانحدار تتبع مسارًا عشوائيًا مقابل الفرضية البديلة في أن هذه البواقي ساكنة. وقد قدم Sargan and Bhargava القيم الحرجة لهذا الاختبار. كما يمكن استخدام هذا الاختبار لاختبار درجة تكامل سلسلة زمنية معينة بدلاً من اختباري ديكي ـ فولر البسيط والمركب.

رفض فرضية PPP حتى في الأجـل الطويل دراسة قام بها Frenkel [٢٥] حيث وجد أن الـدليل يدعم انـطباق هذه الفرضية في فترة العشرينيات من هذا القرن أفضل من فترة السبعينيات إلا أن Hakkio [٢٦] تمكن باستخدام التقدير بطريقة معادلات الانحدار غير المـرتبـطة ظاهريًا SURE من إثبات العكس، حيث أرجع سبب رفض هذه الفرضية إلى التقـدير غير الدقيق للمعلمات والناتجة من تقدير نماذج ثنائية متجاهلة التشابك الدولي، ويتفق Hakkio [٢٦] مع Davutyan [٢٧] في أن فرضية PPP لم تنهـر خلال السبعينيات ويعزو نتيجة Frenkel [٢٥] إلى تزايد أهمية تأثير العوامل الحقيقية نسبة للعوامل النقدية كما يريان صحة هذه الفرضية ليس فقط في حالة التضخم وإنما أيضًا في حالة الاستقرار النقدي.

وباستخدام الأساليب الإحصائية الحديثة لتحليل السلاسل الزمنية ألقى عدد من الباحثين ظلالا من الشك حول صحة فرضية PPP [انظر على سبيل المثال ٢٨، ٢٩، ٣٠] إلا أن Taylor [٢٩] يرى أن هذه النتائج لا تقدح في أهمية هذه الفرضية لأن أغلب هذه النتـائـج تنسحب على الأجل القصير والذي يتميز بوجود الانحرافات عن هذه الفرضية خاصـة وأنها تمثـل علاقة توازن طويلة الأجل بين الأسعار المحلية والأجنبية وبين أسعار الصرف. وفي المقابل، وباستخدام أسلوب التكامل المشترك وجد McNown and Wallace [٣١] دليلاً وإن لم يكن قويا يدعم صحة هذه الفرضية في الاختبار الذي أجرياه على أسعار الصرف الحقيقية بين أربع من الدول الصناعية. كما وجد Johnson [٣٢] دليلاً يدعم هذه الفـرضية في دراستـه التي أجـراهـا على الولايات المتحدة الأمريكية وكندا، كما يرى كل من Enders [٣٣] و Edison [٣٤] صحة هذه الفرضية خاصة في الأجل الطويل، كما وجد عدد من الدارسين دليلاً يدعم هذه الفرضية من الأجل القصير في حالة وجود اختلافات كبيرة في حركة الأسعار بين الأسعار المحلية والأجنبية (انظر على سبيل المثال [٣٥ و٣٦]). وبشكل عام يتضح من هذا الاستعراض السريع أن فرضية وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين الأسعار المحلية والأجنبية وأسعار الصرف وبالتالي انطباق فرضية تعادل القوة الشرائية لم تحسم بشكل مقنع بعد.

النمـــــوذج

بناء على ما تقدم فإن الفرضية المراد اختبارها في هذا البحث هي التعرف على ما إذا كانت فرضية تعادل القوة الشرائية صحيحة على الأقل كعلاقة توازنية في الأجل الطويل بين دول مجلس التعاون الخليجي. ونظرًا لأن هذه الدول تتبع نظامًا لسعر الصرف يتسم بربط عملاتها بداية في الدولار الأمريكي ثم أخيرًا بحقوق السحب الخاصة فيما عدا دولة الكويت، فقد تم التفريق بين الدول التي تتبع نظام سعر الصرف الثابت وبين الدول التي تتبع نظام سعر الصرف المرن، لتصبح الفرضية محل الدراسة في حالة سعر الصرف الثابت هي اختبار التكامل المشترك بين الأسعار المحلية والأسعار الأجنبية، وبصيغة رياضية نحاول تقدير المعادلة التالية:

$$\text{In } p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ In } (E_t P_t^*) + e_t \qquad (٧)$$

حيث p_t مستوى الأسعار المحلية و P_t^* مستوى الأسعار الأجنبية و E_t سعر الصرف الاسمي و α_1 و α_0 معلمات يراد تقديرها و e_t حد عشوائي بالصفات المعتادة و In اللوغاريتم الطبيعي.

أما الفرضية في حالة سعر الصرف المرن فهي اختبار التكامل المشترك بين سعر الصرف والنسبة بين الأسعار المحلية والأجنبية، ولذا فإن معادلة التكامل المشترك تصبح كالتالي:

$$\text{In } E_t = ß_0 + ß_1 \text{ In } (P_t/P_t^*) + u_t \qquad (٨)$$

حيث E_t و P_t و P_t^* كما في المعادلة السابقة رقم (٧).

وبدلاً من الطريقة التقليدية المعتادة في اختبار العلاقة الموضحة في المعادلتين رقم (٧) و(٨)، يتبنى هذا البحث المنهج الحديث في تحليل السلاسل الزمنية لمعرفة ما إذا كانت هذه الفرضية صحيحة وتنطبق على واقع دول مجلس التعاون الخليجي وذلك باتباع الخطوات التالية: **أولا**: تحديد درجة تكامل السلسلة الزمنية لكل متغير في المعادلتين (٧) و(٨) عن طريق إجراء اختبار جذر الوحدة على هذه السلاسل. فعلى سبيل المثال يتضمن اختبار ديكي ـ فوكر البسيط لجذر الوحدة للأسعار المحلية في إجراء التقدير للمعادلة التالية:

$$\Delta P_t = \lambda P_{t-1} + u_t \qquad (٩)$$

حيث Δ مشغل الفروق الأولى.

أما اختبار ديكي ـ فولر المركب فتتم إضافة متغير تابع متباطيء لعدة فترات بشكل يضمن توزيع الحد العشوائي توزيعًا معتدلاً وبذلك تصبح المعادلة (٩) كالتالي:

$$\Delta P_t = \lambda_0 P_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \Delta P_{t-i} + u_t \qquad (١٠)$$

حيث Δ مشغل الفروق الأولى. وتتضمن فرضية العدم كون λ_0 تساوي الصفر مقابل الفرضية البديلة λ_0 أقل من الصفر.

ثانيًا: في حالة وجود تماثل في درجة التكامل لهذه المتغيرات يتم إجراء اختبار التكامل المشترك وذلك عن طريق تقدير المعادلة رقم (٧) ومن ثم الحصول على بواقي هذه المعادلة واختبارها للتعرف على درجة سكونها وذلك بتقدير المعادلة التالية:

$$(1-L)\, u_t = \lambda_0 u_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} (1-L)\, \lambda_i u_{t-i} + e_t \qquad (١١)$$

حيث u_t هي بواقي المعادلة رقم (٧) و L مشغل الفجوة الزمنية و E_t حد عشوائي بالصفات المعتادة، وبفرض L تساوي الواحد يمكن كتابة المعادلة (١١) على النحو التالي:

$$\Delta u_t = \lambda_0 u_{t-1} + \lambda_i \Delta u_{t-1} + E_t \qquad (١٢)$$

وكما في المعادلة (٩) يتضمن اختبار ديكي ـ فولر البسيط جعل λ_1 مساوية للصفر، أما في اختبار ديكي ـ فولر المركب فيتم اختيار الفجوة الزمنية بشكل يمكن معه الحصول على توزيع معتدل للحد العشوائي. ولتحقق شرط السكون في البواقي يتطلب أن تكون λ_0 إحصائيا مختلفة عن الصفر. وفي الحالة هذه يمكن القول بوجود التكامل المشترك ومن ثم العلاقة التوازنية بين الأسعار المحلية والأسعار الأجنبية وبالتالي انطباق فرضية تعادل القوة الشرائية بين دول مجلس التعاون الخليجي. إن سكون بواقي المعادلة (٧) يعتبر شرطًا ضروريًا لانطباق هذه الفرضية حيث إن عدم السكون يعني أنها تكبر مع الزمن، وبالتالي فإن الأسعار المحلية والأجنبية تتباعد فيما بينها دون حد، الأمر الذي يعني أن تثبيت أسعار الصرف قد لا يكون ممكنا.

وفي حالة سعر الصرف المرن كما توضحها المعادلة (٨) فيتم القيام بالخطوات نفسها السابقة وتتضمن إجراء اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية لكل من سعر الصرف InE والنسبة بين الأسعار المحلية $\ln (P_t/P_t^*)$ وبعد التحقق من وجود درجة تكامل متماثلة يتم تقدير المعادلة (٨) ومن ثم الحصول على بواقيها وإجراء اختبار جذر الوحدة على هذه البواقي كما توضحه المعادلة (١٢). وفي حالة التحقق من سكون هذه البواقي يمكن القول بوجود

علاقة توازنية بين سعر الصرف والنسبة بين الأسعار المحلية والأجنبية، ومن ثم انطباق فرضية تعادل القوة الشرائية. ومن هنا يمكن القول بأن انطباق هذه الفرضية يعتبر أساسًا للقول بإمكانية قيام تكامل نقدي حيث إن قيام مثل هذا التكامل يتطلب أن تكون الأسعار المحلية والأجنبية وكذلك أسعار الصرف والنسبة بين الأسعار المحلية والأجنبية متكاملة تكاملاً مشتركا الأمر الذي يسهل عملية تنسيق السياسات المالية والنقدية لتحقيق ذلك والإسراع لبلوغه.

البيانات ونتائج التقدير

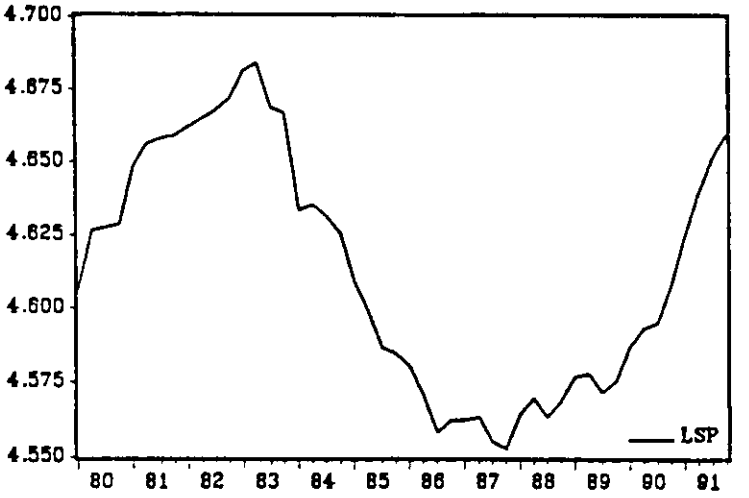
تم الحصول على بيانات الأسعار المحلية وأسعار الصرف لثلاث فقط من دول المجلس والتي وجدت لها بيانات منشورة وهذه الدول هي البحرين والكويت والمملكة العربية السعودية، وقد تم الحصول على البيانات من كتاب الإحصاءات المالية الدولية الصادر عن صندوق النقد الدولي، وتغطي البيانات الفترة من الفصل الأول من عام ١٩٨٠م وحتى الفصل الأخير من عام ١٩٩١م فيما عدا البيانات الخاصة بدولة الكويت والتي تمتد فقط حتى الفصل الأول من عام ١٩٩٠م.

ويتبين من الأشكال البيانية الحقائق المهمة التالية:

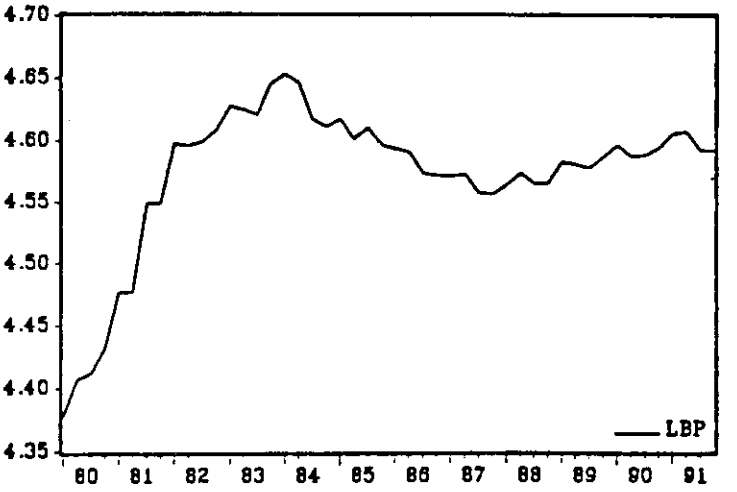
١ ـ إن الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في المملكة العربية السعودية كان في ارتفاع عند بداية الفترة، إلى أن وصل إلى أعلى قيمة له وذلك في الفصل الثاني من عام ١٩٨٣م، ثم بدأ بعدها في الانخفاض حتى وصل إلى أقل قيمة له في الفصل الأخير من عام ١٩٨٧م، عاود بعدها الارتفاع حتى نهاية الفترة (انظر شكل ١).

٢ ـ إن الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة البحرين كان في تصاعد مستمر منذ البداية مع بعض الانخفاضات التي لا تلبث أن تنعكس في الاتجاه الآخر، وكانت أقصى قيمة له في الفصل الأول من عام ١٩٨٤م، وأقل قيمة كانت في الفصل الأول من عام ١٩٨٠م (انظر شكل ٢).

٣ ـ كان الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة الكويت في تصاعد مستمر مع

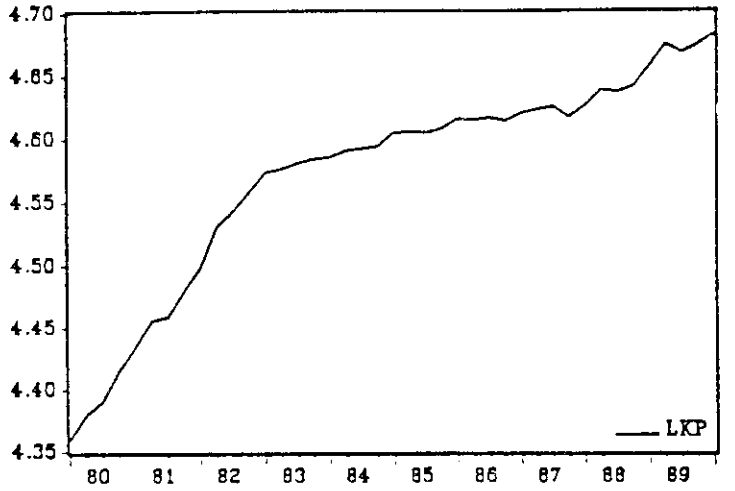


شكل (١). السلسلة الزمنية للوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في المملكة العربية السعودية.



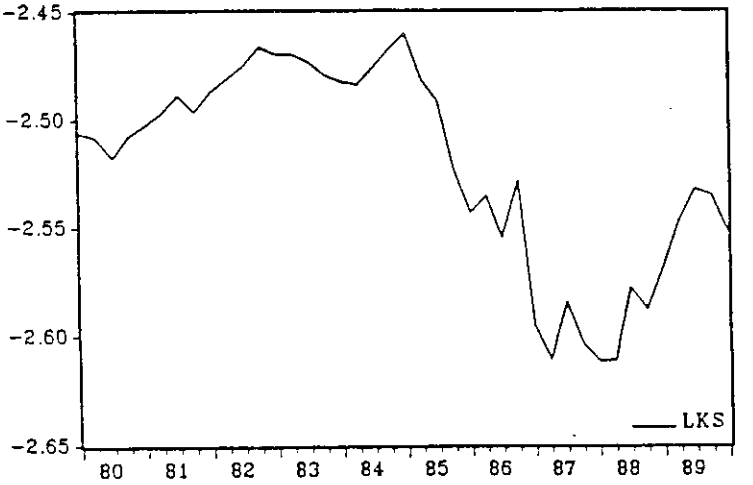
شكل (٢). السلسلة الزمنية للوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة البحرين.

تقلبات طفيفة وكانت أعلى قيمة له في الفصل الأول من عام ١٩٩٠م، أما أقل قيمة فكانت في الفصل الأول من عام ١٩٨٠م (انظر شكل ٣).



شكل (٣). السلسلة الزمنية للوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة الكويت.

٤ ـ كان سعر صرف الريال مقابل الدينار الكويتي آخذا في الارتفاع في البداية ثم أخذ في الانخفاض مع بعض التقلبات مع بداية عام ١٩٨٥م، واستمر في الاتجاه التنازلي حتى أوائل عام ١٩٨٩م ثم بدأ في الارتفاع بعد ذلك (شكل رقم ٤). أما سعر صرف



شكل (٤). السلسلة الزمنية للوغاريتم سعر صرف الريال السعودي مقابل الدينار الكويتي.

الدينار البحريني مقابل الدينار الكويتي فكان منخفضًا في البداية ثم أخذ في الارتفاع حتى وصل إلى أعلى قيمة له في بداية عام ١٩٨٥م، بعد ذلك أخذ في التقلب الشديد نسبيًا، إلا أنه ومع بداية عام ١٩٨٨م أخذ في الاتجاه المتصاعد ثم انخفض في نهاية الفترة (انظر شكل ٥).

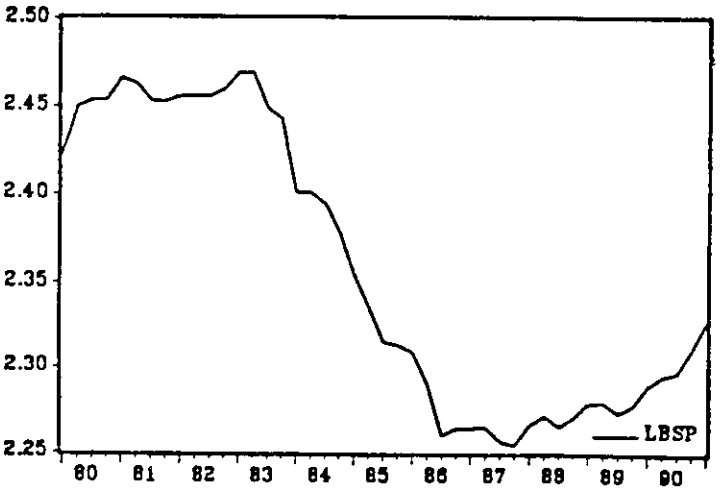
شكل (٥). السلسلة الزمنية للوغاريتم سعر صرف الدينار البحريني مقابل الدينار الكويتي.

٥ ـ بمقارنة الأرقام القياسية لهذه الدول نجد أن الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في المملكة العربية السعودية كان أكثر هذه الأرقام تقلبًا إلا أنه شهد انخفاضًا كبيرًا نسبيًا في بداية النصف الثاني من فترة الدراسة بينما تشترك الأرقام القياسية للمستهلكين في دولتي البحرين والكويت بقلة تقلباتها وبالاتجاه العام الصعودي لكل منهما.

٦ ـ بمقارنة سعر صرف الريال السعودي والدينار البحريني بالدينار الكويتي نلاحظ التشابه في نمط سلوك السلسلتين وهذا يرجع لربط كلا من الريال السعودي والدينار البحريني بداية بالدولار ومن ثم بحقوق السحب الخاصة في الفترة الأخيرة الأمر الذي أدى إلى وجود هذا التشابه في سلوكهما تجاه الدينار الكويتي (انظر شكلي ٤، ٥).

٧ ـ وأخيرًا تتضح الطبيعة غير الساكنة للرقم القياسي لأسعار المستهلكين في المملكة العربية السعودية معدلاً لصرف الريال السعودي مقابل الدينار البحريني حيث كان في اتجاه

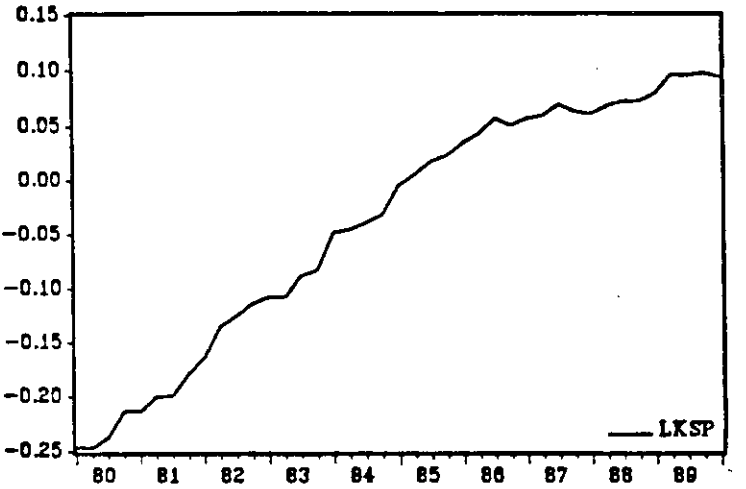
متصاعد في البداية إلا أنه ما لبث أن انخفض بشدة حتى وصل إلى أقل قيمة له في الفصل الأخير من عام ١٩٨٧م أخذ بعدها في الاتجاه المتصاعد (انظر شكل ٦). أما النسبة بين الأرقام القياسية لأسعار المستهلكين في كل من الكويت والمملكة العربية السعودية فكانت في ارتفاع مستمر منذ البداية وحتى نهاية الفترة مع بعض التقلبات الطفيفة (شكل ٧). وبمقارنة هذا لسلوك النسبة بين الأرقام القياسية لأسعار المستهلكين في كل من الكويت والبحرين نجد التشابه إلا أن الأخيرة أكثر تقلبًا (شكل ٨).



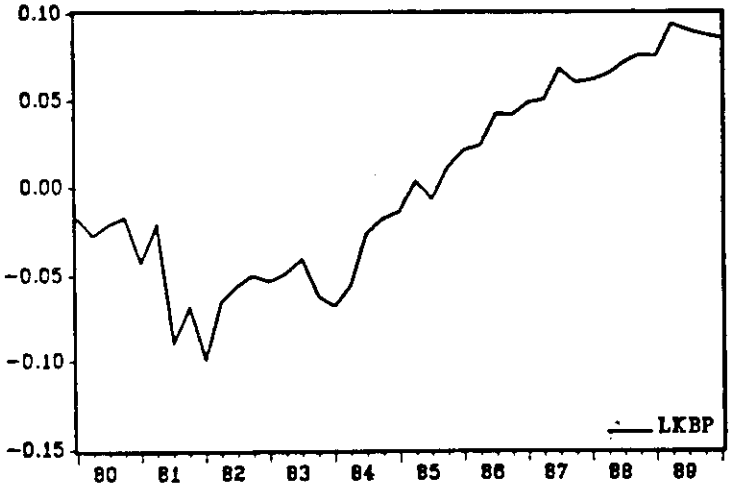
شكل (٦). الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في المملكة العربية السعودية معدلاً بسعر صرف الريال السعودي مقابل الدينار البحريني.

أما المسألة الأكثر أهمية في تحليلنا وهي التعرف على سكون هذه السلاسل من عدمه، فهي غير واضحة تمامًا من هذه الأشكال البيانية، إلا أنه يمكن القول بأن السلاسل الزمنية للأرقام القياسية وكذا لأسعار الصرف في هذه الدول غير ساكنة، حيث إن من خصائص السلسلة الساكنة أنها تميل إلى التقلب حول متوسط ثابت، كما أنها تعود بين فترة وأخرى إلى اتجاه زمني محدد وهذا لا يمكن استنتاجه بالنظر المجرد إلى هذه الأشكال البيانية.

ويمكن الاستدلال على سكون السلسلة الزمنية لمتغير ما بفحص دالة ارتباطها الذاتي فمن المعروف أن دالة الارتباط الذاتي للسلسلة غير الساكنة تقترب من الواحد وتتناقص



شكل (٧). النسبة بين الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة الكويت والرقم القياسي لأسعار المستهلكين في المملكة العربية السعودية.



شكل (٨). النسبة بين الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة الكويت ونظيره في دولة البحرين.

تدريجيًا مع زيادة الفجوة الزمنية ويتضح من دوال الارتباط الذاتي الخاصية غير الساكنة لهذه السلاسل (انظر جدول رقم ١). ويوضح الجدول رقم (٢) سلوك دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الساكنة والتي تم الحصول عليها بعمل الفروق الأولى للمتغيرات محل الدراسة، ويتضح بالنظر إلى الجدول رقم (٢) اختفاء الارتباط الذاتي القوي مما يدل على أن هذه السلاسل تتبع المسار العشوائي.

جدول رقم (١). دالة الارتباط الذاتي للمتغيرات (لوغاريتم).

Lag	SCPI (أ)	BCPI (أ)	KCPI (أ)	KS (ب)	KSP (جـ)	KSP (د)	KB (هـ)	BSP (و)
1	0.956	0.845	0.892	0.926	0.936	0.924	0.835	0.98
2	0.846	0.715	0.789	0.861	0.865	0.881	0.660	0.942
3	0.826	0.550	0.684	0.797	0.792	0.796	0.490	0.896
4	0.747	0.390	0.582	0.716	0.724	0.732	0.331	0.842
5	0.657	0.253	0.489	0.627	0.652	0.667	0.187	0.772
6	0.563	0.092	0.410	0.512	0.582	0.601	0.038	0.703
7	0.459	0.012	0.326	0.419	0.506	0.533	-0.026	0.625
8	0.355	-0.088	0.249	0.298	0.433	0.455	-0.147	0.545
Q (ز)	217.51	92.12	130.04	175.17	187.63	193.45	71.32	279.41

ملاحظات:

(أ) SCPI ، BCPI ، KCPI ، الأرقام القياسية لأسعار المستهلكين في كل من المملكة العربية السعودية والبحرين والكويت على التوالي.

(ب) سعر صرف الريال السعودي مقابل الدينار الكويتي.

(جـ) الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة الكويت نسبة إلى نظيره في المملكة العربية السعودية.

(د) الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة الكويت نسبة إلى نظيره في دولة البحرين.

(هـ) سعر صرف الدينار البحريني مقابل الدينار الكويتي.

(و) الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في المملكة العربية السعودية معدلاً لسعر صرف الريال السعودي مقابل الدينار البحريني.

(ز) إحصائية Q (اختبار ليجنق ـ بوكس) لانطباق الفروض المعتادة للحد العشوائي. ومن البيانات التي تم الحصول عليها ومقارنتها بالأرقام الحرجة في جدول توزيع X_m^2 يمكن القول بعدم انطباق هذه الفروض.

جدول رقم (٢). دالة الارتباط الذاتي للفروق الأولى للمتغيرات.

Lag	SCPI	BCPI	KCPI	KS	KSP	KSP	KB	BSP
1	0.367	0.035	0.381	-0.073	-0.060	-0.404	-0.009	0.409
2	0.303	0.410	0.356	0.034	0.224	0.410	-0.106	0.282
3	0.296	0.179	0.324	0.119	-0.117	-0.256	-0.012	0.298
4	0.384	0.292	0.499	0.018	0.290	0.079	0.001	0.359
5	0.245	0.259	0.192	0.126	0.096	0.010	0.109	0.269
6	0.185	-0.012	0.177	-0.224	0.162	-0.096	-0.211	0.226
7	0.092	0.197	0.182	0.233	0.109	0.151	0.172	0.085
8	0.178	0.092	0.214	-0.107	0.005	-0.054	-0.061	0.129
Q*	31.50	21.32	35.62	7.69	10.07	19.74	5.06	32.25

ملاحظات:

- لتعريف المتغيرات يرجى الرجوع إلى الملاحظات الخاصة بالجدول رقم (١) السابق.

* تعني أن الاختبار معنويًا عند مستوى ثقة (0.95).

اختبارات جذر الوحدة

قد لا تؤدي طريقة الفحص النظري إلى نتائج قاطعة بشأن طبيعة السلسلة الزمنية محل الدراسة،(١٢) ولذا فقد طور الاقتصاديون اختبارات كمية بديلاً لهذه الطريقة الكيفية، ومن هذه الاختبارات اختباري ديكي ـ فولر البسيط والمركب. وفي هذا الجزء نستخدم هذين الاختبارين لمعرفة الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية محل الدراسة ويحتوي الجدول رقم (٣) على نتائج تطبيق هذين الاختبارين على الأرقام القياسية لأسعار المستهلكين وأسعار الصرف الاسمية وكذلك على الأسعار النسبية، حيث يوضح إحصائية t المحسوبة للوغاريتم السلاسل الزمنية محل الدراسة، فيتضمن العمود الأول من الجدول رقم (٣) نتائج اختبار ديكي ـ فولر البسيط ويحتوي العمود الثاني من هذا الجدول إحصائية t للفروق الأولى للوغاريتم هذه السلاسل.(١٣)

(١٢) ترجع الطريقة الكيفية إلى بوكس ـ جينكز وتتكون من ثلاث خطوات الأولى التعرف على طبيعة السلسلة الزمنية، الثانية التقدير وأخيرًا التنبؤ.

(١٣) هناك جدل يدور بين الاقتصاديين عن المقياس الأفضل لمستوى الأسعار فمن يؤكد على المضاربة=

جدول رقم (٣) . خصائص السلاسل الزمنية للوغاريتم أسعار المستهلكين وأسعار الصرف الإسمية .

المتغير	DF (ا)		ADF (ب)	
	Levels	First Differences	Levels	First Differences
SCPI	0.77*	−4.75*	0.04*	−3.99***
BCPI	1.73*	−6.31 *	−0.02*	−3.97***
KCPI	5.52*	−3.04*	0.70*	−2.82
KS	0.36*	−6.70*	0.36*	−3.25
KSP	−3.37 هـ	−3.85*	−1.65*	−4.18***
KBP	−0.43*	−9.15*	−0.27*	−4.57**
KB	−0.86*	−6.26*	−0.90*	−3.88***
BSP	−0.71*	−4.52*	−0.45*	−4.56**

ملاحظات :

(ا) يتضمن اختبار ديكي ـ فولر (DF) تقدير دالة الانحدار التالية :

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + e_t$$

حيث Δ مشغل الفروق الأولى، e_t حد عشوائي ساكن. فرضية العدم هي أن X_t سلسلة غير ساكنة ويتم رفض هذه الفرضية عندما تكون α سالبة وبمعنوية إحصائية مرتفعة. في حالة اختبار DF للفروق الأولى فإن المعادلة تصبح كالتالي :

$$\Delta\Delta x_t = \Delta \alpha x_{t-1} + e_t$$

(ب) يتضمن اختبار ديكي ـ فولر المركب (ADF) تقدير المعادلة التالية :

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^{4} \beta_i \Delta x_{t-i} = e_t$$

حيث تمت إضافة متغير تابع متباطىء لأربع فترات . أما الاختبار للفروق الأولى فإن المعادلة تصبح كالتالي :

$$\Delta\Delta x_t = \alpha \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{4} \beta_i \Delta\Delta x_{t-i} = e_t$$

= بالسلع يرى استخدام رقم قياسي ضيق للأسعار كالرقم القياسي لأسعار الجملة، حيث إن الانحرافات عن تعادل القوة الشرائية تولد فرص ربح والتي تدفع بسعر الصرف نحو تحقيق شروط انطباق فرضية تعادل القوة الشرائية عن طريق التبادل التجاري، أما من ينظر إلى سعر الصرف كعامل ربط بين القوة الشرائية للعملات الوطنية فيرى استخدام مقياس أوسع للأسعار كالرقم القياسي لأسعار المستهلكين [٣١، ص ١٧٢٩].

(جـ) القيم الحرجة لهذين الاختبارين كالتالي:

	DF		ADF (4 lags)	
	Lower	Upper	Lower	Upper
1 %	−2.76	−2.44	−4.82	−4.53
5 %	−2.00	−1.85	−4.32	−3.66
10%	−1.65	−1.51	−3.66	−3.53

فإذا كانت قيمة t المحسوبة أكبر من القيمة العليا فهذا يعني قبول فرضية العدم، أما إذا كانت قيمة t المحسوبة أقل من القيمة الدنيا فهذا يعني رفض فرضية العدم. القيم الحرجة مأخوذة من [٢٠، جدول رقم (٢)، ص ص ٣٢٠ - ٣٢٤].

(هـ) قيمة اختبار DF تبلغ 5.31 عند إجراء الاختبار دون تحويلة لوغاريتمية كما تبلغ 1.32 لاختبار ADF.

5 لوصف المتغيرات يرجى الرجوع إلى جدول رقم (١).

* تعني أن الإحصائية معنوية عند مستوى ثقة (١٪).

** تعني أن الإحصائية معنوية عند مستوى ثقة (٥٪).

*** تعني أن الإحصائية معنوية عند مستوى ثقة (١٠٪).

وتوضح نتيجة هذا الاختبار أن المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى، I(1). حيث تم الحصول عند التقدير باستخدام السلاسل الزمنية للمتغيرات على قيم سالبة غير معنوية إحصائيًا أو قيم موجبة للمعلمات المقدرة، أما باستخدام الفروق الأولى لهذه السلاسل عند التقدير، فقد تم الحصول على قيم سالبة معنوية لهذه المعلمات الأمر الذي يدل على سكون هذه السلاسل فقط عند عمل الفروق الأولى والذي يعني احتواءها على جذر الوحدة.

ويدعم تقرير أن المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى (تحتوي على جذر الوحدة) اختبار ديكي - فولر المركب والذي يختلف عن اختبار ديكي - فولر البسيط بإضافة قيم متباطئة للمتغير التابع، وذلك لضمان توزيع الحد العشوائي توزيعًا معتدلاً، وللتقريب للطبيعة الديناميكية لسلوك هذه المتغيرات خاصة في الأجل القصير. وبإضافة أربع قيم متباطئة للمتغير التابع والتي وجدت أنها معنوية إحصائيًا وإجراء الاختبار على السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، وكذلك على الفروق الأولى لهذه السلاسل تم الحصول على قيم لإحصائية t تؤكد كون السلاسل الزمنية لهذه المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى

(تحتوي على جذر الوحدة) والتي تصبح ساكنة عند إجراء الفروق الأولى (انظر العمودين الثالث والرابع من الجدول رقم ٣).

اختبارات التكامل المشترك

بعد أن توصلنا في الجزء السابق لتقرير أن المتغيرات محل الدراسة تحتوي على جذر الوحدة، ننتقل هنا إلى الخطوة التالية والتي تتمثل في اختبار التكامل المشترك، والذي يتكون من خطوتين:

الأولى: إجراء التقدير لمعادلة التكامل المشترك ومن ثم الحصول على بواقي هذه المعادلة.

الثانية: اختبار درجة تكامل هذه البواقي لمعرفة ما إذا كانت ساكنة أم لا باستخدام اختباري ديكي ـ فولر البسيط (DF) والمركب (ADF).

ويوضح الجدول رقم (٤) نتيجة هذه الاختبارات. ففي السطر الأول تم إجراء التقدير لمعادلة التكامل المشترك بين الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة البحرين والرقم القياسي لأسعار المستهلكين في المملكة العربية السعودية معدلاً بسعر الصرف الأسمى للريال السعودي مقابل الدينار البحريني.

جدول رقم (٤). اختبارات التكامل المشترك.

المعادلة	الحد الثابت	الميل	R	DW	DF (أ)	ADF (ب)
1) BCPi on XSCPi	4.96	−0.16	0.03	0.10	−3.74*	−4.54**
	(19.13)	(−1.99)				
2) KS on KCPi/SCPi	−2.53	−0.26	−0.37	0.23	−1.74***	−2.35
	(−408.4)	(−4.94)				
3) KB on KCPi/BCPI	4.75	0.96	0.40	0.08	−3.77*	−3.50
	(443.16)	(5.28)				

ملاحظات:

(أ) و(ب) يتضمن اختبار ديكي ـ فولر (DF) الحصول على بواقي معادلة الانحدار ومن ثم تقدير المعادلة التالية:

$$\Delta u_t = \varnothing u_{t-1} + v_t$$

أما اختبار ديكي ـ فولر المركب فيتضمن تقدير المعادلة (i) بعد إضافة خمس قيم متباطئة للمتغير التابع أي :

$$\sum_{i=1}^{5} \alpha \Delta u_{t-i}$$

(جـ) القيم الحرجة لهذه الاختبارات كالتالي :

	DF		ADF	
	Lower	Upper	Lower	Upper
1 %	−2.76	−2.44	−5.15	−4.78
5 %	−2.00	−1.85	−4.30	−4.13
10%	−1.65	−1.52	−3.95	−3.77

هذه القيم مأخوذة من [٢٠ ، جدول رقم (٢)، ص ص ٣٢٠ ـ ٣٢٤] .

* تعني أن الإحصائية معنوية عند مستوى ثقة (١٪) .

** تعني أن الإحصائية معنوية عند مستوى ثقة (٥٪) .

*** تعني أن الإحصائية معنوية عند مستوى ثقة (١٠٪) .

وتوضح نتيجة التقدير أن بواقي هذه المعادلة (u_t) ساكنة حيث يوضح اختبار ديكي ـ فولر البسيط سكون هذه البواقي عند مستوى ثقة ١٪ حيث تم الحصول على إحصائية t مرتفعة نسبيا . كما يدعم هذه النتيجة اختبار ديكي ـ فولر المركب (ADF) بإضافة خمس قيم متباطئة للمتغير التابع والتي وجدت أنها معنوية إحصائيًا وذلك عند مستوى ثقة قدرها ١٪ . أما بخصوص التكامل المشترك بين سعر الصرف الاسمي للريال السعودي مقابل الدينار الكويتي وبين النسبة بين الأرقام القياسية لأسعار المستهلكين في البلدين فتوضح المعادلة رقم (٢) من الجدول نفسه أن الدليل غير قاطع فبينما يدل اختبار ديكي ـ فولر البسيط على سكون بواقي هذه المعادلة وبالتالي على وجود التكامل المشترك بين هذين المتغيرين عند مستوى ثقة ١٠٪ يشير اختبار ديكي ـ فولر المركب إلى عدم سكون هذه البواقي وبالتالي عدم وجود التكامل المشترك عند أي مستوى ثقة مقبولة .

وأخيرا وللتأكد من هذه النتيجة فقد تم اختبار التكامل المشترك بين سعر الصرف الاسمى للدينار البحريني مقابل الدينار الكويتي والنسبة بين الأسعار المحلية لهذين البلدين . ويوضح اختبار ديكي ـ فولر البسيط أن بواقي معادلة انحدار سعر الصرف الاسمى للدينار البحريني مقابل الدينار الكويتي على النسبة بين الأسعار المحلية (V_t) ساكنة

وذلك عند مستوى ثقة ١٪، أما اختبار ديكي ـ فولر المركب وبخمس قيم متباطئة للمتغير التابع (ΔV_t) فيدل على أن هذه البواقي غير ساكنة وبالتالي عدم وجود التكامل المشترك عند أي مستوى ثقة مقبولة.(١٤)

ومن هنا يتضح أن دليل وجود التكامل المشترك بين الأسعار المحلية وأسعار الصرف في هذه الدول الثلاث من دول مجلس التعاون الخليجي غير حاسم تمامًا، فبينما نجد دليلا قويا يدعم وجود التكامل المشترك بين الأسعار المحلية في كل من المملكة العربية السعودية ودولة البحرين الأمر الذي يعني وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين الأسعار المحلية في هذين البلدين، نجد في المقابل دليلاً غير حاسم على وجود التكامل المشترك بين سعر الصرف الاسمى للريال السعودي مقابل الدينار الكويتي والأسعار النسبية في كل من الكويت والسعودية. كما نجد دليلاً وإن لم يكن قويا يدعم وجود التكامل المشترك بين سعر صرف الدينار البحريني مقابل الدينار الكويتي وبين الأسعار النسبية في هذين البلدين. وهذه النتيجة تبدو معقولة خاصة إذا نظرنا إلى طبيعة نظام سعر الصرف الذي تتبعه كل دولة من هذه الدول. ففي حين تتبع كل من السعودية والبحرين نظام سعر الصرف الثابت عن طريق ربط عمليتهما بحقوق السحب الخاصة، تتبع الكويت نظام سعر الصرف المرن.

وعلى هذا فوجود التكامل المشترك بين الأسعار المحلية في كل من السعودية والبحرين يرجع إلى كون هذه الأسعار تتحدد بطريقة متشابهة إلى حد ما، وتتأثر بالمتغيرات نفسها على صعيد التجارة والاستثمار الدوليين. أما دولة الكويت فإن نظام سعر الصرف المرن يعطي مستوى الأسعار فيها نوعًا من العزل ضد التقلبات المالية والنقدية الخارجية، الأمر الذي يجعل من المؤثرات والتي تتشابه في حالة السعودية والبحرين تختلف من حيث القوة والاتجاه في حالة دولة الكويت.

---

(١٤) ينبغي الحذر عند تفسير معلمات معادلات التكامل المشترك حيث إن الاختبارات الإحصائية المعروفة كاختبار t لم تطور بشكل متكامل بعد، كما نحذر من الإشارة إلى وجود تحيز في تقدير المعلمات والذي يمكن أن يتلاشى كلما اقتربت قيمة معامل التحديد المعدل ($\bar{R}^2$) من الواحد الصحيح [٣٧، ص ص ٢٦٠ ـ ٢٦١]. وبالنظر إلى قيمة ($\bar{R}^2$) في الجدول رقم (٢) نلاحظ إمكانية التحيز هذا، حيث تقل هذه القيمة كثيراً عن الواحد الصحيح إلا أن هذا لا يمنع من الخروج ببعض الاستنتاجات المفيدة عن التكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة.

وبشكل عام يمكن القول بوجود الدليل على التكامل المشترك بين الأسعار المحلية وكذلك بين أسعار الصرف الاسمية والنسبة بين الأسعار المحلية، إلا أن قوة هذا الدليل تختلف من دولة لأخرى وتعتمد على نظام سعر الصرف المتبع ومن هذه النتيجة يمكن القول بوجود علاقات توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المذكورة آنفًا، ومن ثم وإلى حد ما انطباق فرضية تعادل القوة الشرائية وتتفق هذه النتيجة مع نتائج العديد من الدراسات والتي وجدت دليلاً وإن لم يكن حاسما لصالح هذه الفرضية [انظر على سبيل المثال، ٣١، ص١٧٣٦].

أما بخصوص إمكانية التكامل النقدي بين دول مجلس التعاون الخليجي فتوضح هذه الدراسة أن الأسعار المحلية ومن ثم أسعار الصرف بين هذه الدول تنزع إلى التقارب فيما بينها، الأمر الذي يجعل من تنسيق السياسات النقدية والتي تسبق مرحلة التكامل النقدي أمرًا ممكنًا. وتجدر الإشارة إلى أن هذه النتيجة لا تعني سهولة تحقيق التكامل النقدي بوجود علاقات التوازن هذه فالأمر ما زال يتطلب التخلي عن بعض من الاستقلالية التي تتمتع بها كل دولة في الوقت الراهن في تصميم وتنفيذ سياستها النقدية. فوجود علاقات التوازن بين الأسعار المحلية وبين أسعار الصرف يعني أن الوضع في حالة التكامل النقدي لن يختلف بشكل جذري عن الوضع القائم حاليًا. ومما يسهل الوصول إلى هدف التكامل النقدي كما نصت على ذلك الاتفاقية الاقتصادية الموحدة أن تعمل دول مجلس التعاون الخليجي على تنمية التجارة الخارجية فيما بينها، حيث إن إزالة العوائق التي تعترض سبيل التجارة يأتي في المقام الأول، كما أن زيادة التبادل التجاري بين دول المجلس يساعد على تحقيق الربط العملي بين أسعار الصرف دون الحاجة إلى فرض ربط نظري بقرار سياسي.

الخاتمة

يمثل مجلس التعاون لدول الخليج العربي خطوة مهمة على طريق التعاون والتنسيق بين أعضائه. ومن أوجه التعاون ذات الأهمية القصوى التعاون في المجال الاقتصادي وصولا وبشكل تدريجي إلى التكامل الاقتصادي، فعن طريق التعاون تستطيع هذه الدول تحقيق معدلات نمو مرتفعة وصولا إلى التنمية الشاملة وتحقيق الرخاء والرفاهية لشعوبها. ونظرًا لأهمية حلقة التكامل النقدي ضمن حلقات التكامل الاقتصادي فقد اهتمت بها الاتفاقية الاقتصادية الموحدة والتي نصت على أهمية تنسيق السياسات المالية والنقدية والمصرفية بما في

ذلك العمل على توحيد العملة لتكون متممة للتكامل الاقتصادي المنشود فيما بينها، ونظرًا لما يمثله وجود أسعار صرف مستقرة وعلاقات توازن بين الأسعار المحلية في الدول الأعضاء من أهمية في تسهيل مهمة التنسيق والتوحيد هذه، فقد حاول هذا البحث دراسة الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية لأسعار الصرف وللأسعار المحلية بهدف التعرف على إمكانية التكامل النقدي بين هذه الدول، وقد طبق هذا البحث المنهجية الحديثة لتحليل السلاسل الزمنية للتعرف على درجة تكامل هذه السلاسل، ومن ثم اختبار التكامل المشترك فيما بينها. وباستخدام بيانات لثلاث دول فقط من أعضاء المجلس هي البحرين والكويت والمملكة العربية السعودية وانطلاقًا من الأسس النظرية لفرضية تعادل القوة الشرائية، تم في البداية التعرف على درجة تكامل الأسعار المحلية وأسعار الصرف الاسمية، ومن ثم تم القيام باختبارات التكامل المشترك فيما بينها، وقد أوضحت نتائج الاختبارات هذه أن السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة غير ساكنة و تحتوي على جذر الوحدة، أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى، كما دلت هذه النتائج على وجود التكامل المشترك بين الأسعار المحلية في كل من البحرين والمملكة العربية السعودية، كما دلت أيضا وإن لم يكن بالقوة نفسها على وجود التكامل المشترك بين سعر الصرف الاسمي للريال السعودي مقابل الدينار الكويتي والنسبة بين الأسعار المحلية في كل من الكويت والمملكة العربية السعودية. وأخيرًا دلت النتائج أيضا على وجود التكامل المشترك بين سعر الصرف والأسعار النسبية في كل من البحرين والكويت. كما يمكن أن نستخلص من هذه النتائج دليلا وإن لم يكن قويًا يدعم فرضية تعادل القوة الشرائية، هذه النتائج غير الحاسمة قد تعود بشكل أساسي إلى تزايد أهمية العوامل الحقيقية في التأثير على حركة أسعار الصرف. أما الرسالة التي يمكن استخلاصها من هذا البحث فهي إمكانية تحقيق التكامل النقدي بين دول مجلس التعاون الخليجي، حيث تدل نتائج هذا البحث على أن الأسعار المحلية وأسعار الصرف في الدول الثلاث ترتبط بعلاقات توازن طويلة الأجل. الأمر الذي يعني أنها وفي تحركاتها لا تبتعد كثيرًا عن بعضها البعض، مما يسهل من عملية التنسيق وربط أسعار الصرف ببعضها البعض. إلا أنه ينبغي الإشارة إلى أن ذلك قد يكون من غير الممكن خاصة من وجود عوائق في طريق التبادل التجاري بين هذه الدول، فوجود هذه العوائق يجعل من عملية الربط هذه ربطًا سياسيًا وليس ربطًا عمليا وهذا ما يجب على هذه الدول تحاشي الوقوع فيه.

المراجـع

[١] Balassa, B. "Monetary Integration in the European Common Market". In: S. Swoboda, "*Europe and the Evolution of International Monetary System*". Leiclen; A.W. Sijthoff, (1973).

[٢] Machlup, F. "*A History of Economic Thought on Economic Integration*". N.Y.: Columbia Univertsity Press, (1977).

[٣] Lamfalussy, A. "An Overview of the Prolems". In: S.I. Katz, "*US-European Monetary Relations*". Washington, D.C.: American Enterprize Institute for Public Policy Research, (1979).

[٤] Cooper, R.N. "Monetary Unification in Europe: When and How". In: R.E. Baldwin and J.D. Richardson (eds.), *International Trade and Finance Readings*". Boston: Little, Brown and Co., (1974).

[٥] Presely, J.R. and Dennis, G.E. "*Currency Areas*". London: Macmillan, (1976).

[٦] البلاوي، حازم . «إمكانيات التكامل الاقتصادي لدول الخليج في المجال النقدي والاستثماري»، *السجل العلمي لندوة التكامل الاقتصادي لدول مجلس التعاون الخليجي*، جامعة الملك سعود، الرياض، ١٤٠٨هـ.

[٧] Neslon, Charles R. and Plosser, Charles I. "Trends and Ranclom Walks in Macroeconomic Times Series", *Journal of Monetary Economics* (1982), Vol. 10, pp. 139-62.

[٨] Dornbusch, R. "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy* (1976), Vol. 84, pp. 1161-1174.

[٩] Frenkel, J. "Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of the News", *Journal of Political Economy* (1981), Vol. 89, pp. 665-705.

[١٠] Dornbusch, R. "*Exchange Rates and Inflation*". Cambridge: The MIT Press, 1988.

[١١] Officer, L.H. "The Purchasing Power Theory of Exchange Rates: A Review Article". *IMF Staff Papers*, Vol. 23, No. 1, (1976), pp. 1-60.

[١٢] Meese, R.A. and Singleton, K.J. "On Unit Roots and the Empirical Modelling of Exchange Rates", *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 4 (1982), pp. 1029-1035.

[١٣] Krugman, R. and Obstfeld, M. "International Economics: *Theory and Policy*", Glenview, Scott, Foresman and Company, (1988).

[١٤] Granger, C.W.J. and Newbold, P. "Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2, No. 1 (1974), pp. 111-20.

[١٥] Dickey, David A.; Bell, W.R. and Miller, R.B. "Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications," *The American Statistician*, Vol. 40, No. 1 (1986), pp. 12-26.

[١٦] Hendry, D.F. "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3 (1986), pp. 201-212.

Granger, C.W.J. "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* Vol. 48, No. 3 (1986), pp. 213-228. [١٧]

Engle, R.F. and Granger, C.W.J. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing',, *Econometrica,* (1987), Vol. 55, pp. 251-76. [١٨]

Dickey, D.A. and Fuller, W.A. "Distribution of Estimates of Autoregressive Time Series with Unit Root," *Journal of the American Statistical Association,* Vol. 74, No. 1 (1979), pp. 27-31. [١٩]

Charemza, W.W. and Deadman, D.F. *"New Directions in Econometric Practice",* Edward Elgar, Aldershot, (1992). [٢٠]

Sargan, J.D. and Bhargava, A. "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gausian Random Wallk", *Econometrica,* Vol. 51, No. 1 (1983), pp. 153-174. [٢١]

Poole, W. "Speculative Prices as Random Walks: An Analysis of Ten Time Series of Flexible Exchange Rates," *Southern Economic Journal,* Vol. 33 (1967), pp. 468-478. [٢٢]

Levich, R.M. "Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency" In: Ronald W. Jones and Peter Kenen (eds.), *"Handbook of International Economics",* Vol. II, Amsterdam: North-Holland, (1985). [٢٣]

Wasserfalen, W. "Non-Stationarities in Macroeconomic Time Series: Further Evidence and Implications", *Canadian Journal of Economics,* Vol. 19 (1986), pp. 498-510. [٢٤]

Frenkel, J.A. "The Collapse of Purchasing Power Parity During the 1970s," *European Economic Review,* Vol. 16 (1981), pp. 145-65. [٢٥]

Hakkio, C.S. "A Re-Examination of Purchasing Parity", *Journal of International Economics,* Vol. 8 (1984), pp. 247-76. [٢٦]

Davutyan, N. and Pippenger, J. "Purchasing Power Parity Did Not Collapse During the 1970s," *American Economic Review,* Vol. 75, No. 4 (1985), pp. 1151-1158. [٢٧]

Corbae, D. and Oulians, S. "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity," *The Review of Economics and Statistics,* Vol. 70, No. 3 (1988), pp. 508-511. [٢٨]

Taylor, M.P. "An Empirical Examination of Long-run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques", *Applied Economics,* Vol. 20 (1988), pp. 1369-1381. [٢٩]

Bailie, R.T. and Selover, D.D. "Cointegration and Models of Exchange Rate Determination", *International Journal of Forecasting,* Vol. 3, No: 1 (1987), pp. 43-51. [٣٠]

McNown, R. and Wallace, M.S. "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity Among four Industrial Countries: Result for Fixed and Flexible Rates", *Applied Economics,* Vol. 22 (1990), pp. 1729-1737. [٣١]

Johnosn, D.R. "Cointegration, Error Correction, and Purchasing Power Parity between Canada and the United States", *Canadian Journal of Economics,* Vol. 23, No. 4 (1990), pp. 839-855. [٣٢]

Enders, "ARIMA and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rates Regines", *The Review of Economics and Statistics,*. Vol. 70, No. 3 (1988), pp. 504-508. [٣٣]

[٣٤] Edison, H.J. and Klovland, J.T. "A quantitative Reassessment of the Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 2 (1987), pp. 309-33.

[٣٥] McNown, R. and Wallace, M.S. "National Price Levels, Purchasing Power Parity, and Cointegration: a Test of Four High Inflation Economies", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8 (1989), pp. 533-46.

[٣٦] Taylor, M.P. and McMahon, P.C. "Long-run Purchasing Power Parity in the 1920s", *European Economic Review*, Vol. 32 (1988), pp. 179-97.

[٣٧] Banerjee, A.; Bolado, J.J.; Hendry, D.F. and Smith, G.W. "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo. Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3 (1986), pp. 253-278.

Cointegration, and Purchasing Power Parity between Gulf Cooperation Countries: A Study of the Possibility of Monetary Integration

Hamad S. Al-Bazie and Suliman M. Al-Turki

Assistant Professors in Economics, Economic Department, College of Economic and Administration, King Saud University, Qassim and College of Administrative Sciences, King Saud University, Riyadh, Saudi Arabia

(Received on 22/12/1414, accepted for Publication on 11/1/1415 A.H.)

Abstract. The aim of this paper is to examine the possibility of monetary integration between the Gulf Cooperation Council Countries. To this end, this paper has applied recently developed methodology on the analysis and cointegration of economic time series to test a variant of purchasing power parity PPP. The result generally show that consumer prices and nominal exchange rate in each country to be I(1). However, there is some limited evidence in support of the hypothesis of cointegration. The strongest support for cointegration in Only for the Saudi-Bahraini price levels. Evidence of cointegration between Saudi Riyal/Kuwaiti Dinar nominal exchange rate and the ratio of domestic prices is marginal. Same result was reached when Bahraini data was used instead of Saudi data. Based on these results, it can be said that the monetary integration is possible since there is a long-run equilibrium relationship to which exchange rates tend to coverage over time.