

**منهج تحليل متجه الارتباط الذاتي (VAR) وتصحيح الخطأ
(VEC) للبيانات اللوحية (Panel Data) مع حالة تطبيقية:
الحسابات القومية لدول مجلس التعاون الخليجي للمدة (١٩٧٠-٢٠١٣)**

الأستاذ الدكتورة زهرة حسن عباس التميمي*
كلية الإدارة والاقتصاد/ قسم الإحصاء
جامعة البصرة

الباحثة. خديجة عدنان حميد**
البنك المركزي العراقي
البصرة

المستخلص :

يهدف البحث إلى عرض منهج تحليلي باستخدام متجه الارتباط الذاتي للبيانات اللوحية حالة تطبيقه على نموذج ملائم يوضح العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي (GDP) ومتغيرات اقتصادية كلية (الأنفاق الاستهلاكي الكلي CONS، والأنفاق الاستثماري FC، الصادرات EX، الاستيراد IM)، لدول (الكويت، وقطر، والبحرين، والسعودية، وعمان، والإمارات)، حيث تم في هذا البحث دراسة استقرار المتغيرات باستخدام اختبارات جذور الوحدة للبيانات المدمجة (panel unit root). وتم اعتماد الطرق التقليدية بغض النظر عن الترابط بين وحدات المقاطع العرضية (الدول)، جذور الوحدة المشتركة بموجب اختبار (LLC)، كما تم استخدام الاختبارات التي تدرس الترابط بين الوحدات المختلفة (cross-section dependency)، جذور الوحدة لكل دولة بموجب اختبار (IPS)، وقد توصلت هذه الاختبارات إلى عدم استقرارية كل من (GDP, CONS, FC, EX & IM)، وبصيغة اللوغاريتم عند المستوى ولكنها استقرت عند الفرق الأول، ومن ثم تم اختبار التكامل المشترك باعتماد الأسلوب المعتمد على البواقي، وقد توصلت النتائج إلى وجود تناظر تكاملي بين متغيرات الحسابات القومية؛ وهذا يدل على النمو المستقر لهذه الدول، وبالتالي تم تقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام (PVAR) بموجب طريقة (FMOLS) المربعات الصغرى المطورة بالكامل والتي اقترحها (Pedroni). كما تم تقدير النموذج باعتماد التحليل الساكن وذلك بعد إجراء اختبار (Hausman test) لاختبار اثر الارتباط العشوائي ولتحديد فيما إذا كان

* E-mail: zahrah_tameemi@yahoo.com

** E-mail: Pary_alslman@yahoo.com

النموذج الملائم هو نموذج الأثر العشوائي (Random Effects) أو نموذج الأثر الثابت (Fixed Effects). وأخيراً تم دراسة مرونات الأجلين القصير والطويل.

الكلمات الدالة :

تحليل متجه الارتباط الذاتي، نموذج تصحيح الخطأ، البيانات اللوحية، اختبار جذور الوحدة المشتركة، المربعات الصغرى المطورة بالكامل، اختبار أثر الارتباط العشوائي، نموذج الأثر العشوائي، نموذج الأثر الثابت.

المقدمة :

أن السياسات الاقتصادية تهدف لأحداث استقرار في نمو الناتج المحلي الإجمالي لأنه المعبر الوحيد عن حركة وتطور الاقتصاد لتحقيق التنمية المستدامة. ومن أجل فهم طبيعة سير الاقتصاد الكلي لابد من النظر إلى أنه نموذج ديناميكي احتمالي يأخذ بنظر الاعتبار الصدمات العشوائية الحالية والماضية. وهذا النظام تترجمه نماذج متجه الانحدار الذاتي (VAR). وهي أداة تجريبية مناسبة لفهم طبيعة تأثير الصدمات العشوائية بالاعتماد على مرونة المتغيرات الكلية المعنية في النموذج نسبة إلى باقي المتغيرات.

لذا فالدراسات التطبيقية أصبحت تستخدم تحليل الارتباط الذاتي الهيكلي على نطاق واسع، وعلى وجه الخصوص الدراسات المهمة بفحص العلاقة الدينامكية فيما بين المتغيرات الاقتصادية، لكن النقص⁽¹⁾ في توفر البيانات لسلسلة زمنية تفي لأغراض التحليل باستخدام (VAR) قاد إلى التقصي حول إمكانية سد النقص باستخدام البيانات اللوحية (Panel). وهذه بدورها توفر معلومات حول سلوك الوحدات الفردية عبر الزمن وعبر الوحدات المختلفة.

الدراسة الحالية مهمة بمعرفة فيما إذا كانت التغيرات في بيانات المقاطع العرضية (الوحدات) والمتضمنة في البيانات اللوحية (panel) يمكن أن تسهم لتعويض النقص في بيانات السلسلة الزمنية، وهل استخدامها يساعد في تحسين الاستدلال الخاص بالوحدات (لكل وحدة من الوحدات اللوحية) التي تعاني من النقص في مشاهدات السلسلة الزمنية.

¹ فضلاً عن أن زيادة حجم السلسلة الزمنية مرتبط بمشكلات متعددة منها: التغيرات الهيكلية وكذلك الانتقالات التي قد تحدث في النظام. لذا وجدت طريقة أخرى لتوسيع عدد المشاهدات بإضافة بيانات من مقاطع عرضية مختلفة (دول مثلاً) والتي تقود إلى بيانات لوحية (Panel data).

أن دراسة البيانات اللوحية تقتضي دراسة التغيرات الملموسة في كل وحدة من وحدات المجموعة المدمجة إلى جانب دراسة الاعتمادية المشتركة بين وحدات هذه المجموعة التي تنبع من حقيقة أن كل وحدة مسؤولة عن الصدمات فيما بين الوحدات المختلفة عبر المجموعة وكذلك مسؤوليتها عن الصدمات في نفس الوحدة المعنية. فالتحليل الاقتصادي الكلي يحتاج بشكل متزايد دراسة الارتباط المتبادل عبر الدول المختلفة لتقييم السياسات. فالأحادية تحتاج مواجهة من قبل العالمية*. ويكون ذلك أما عن طريق بناء نماذج ديناميكية عشوائية للتوازن الكلي وهذه بدورها تتطلب عدداً من القيود، والأسلوب المقابل يكون عبر نماذج (VAR) للبيانات اللوحية، إذ أن هذا الأسلوب يسعى لإظهار التداخل الديناميكي وبأقل عدد من القيود. فهو يؤكد على دراسة عدم التجانس غير المرئي في التغيرات الزمنية والذي ينبثق من حذف متغيرات مشتركة. أو بسبب حدوث هزات كلية التي بدورها تؤثر بشكل مختلف على الوحدات الفردية المختلفة.

خلال القرن الماضي شهد التحليل الاقتصادي الكلي للبيانات اللوحية تطوراً ملحوظاً وسريعاً. وذلك لسهولة الحصول على البيانات اللوحية من خلال توسيع السلاسل الزمنية باستخدام المقاطع العرضية. فالجمع بين هذين النوعين من المعلومات سيقود بدوره إلى تحسين الاستدلال الإحصائي من خلال توسيع حجم العينة، كما يتم عبره التأكيد على عدم التجانس غير المرئي في التغيرات الزمنية الناجم عن حذف متغيرات مشتركة و(أو) نتيجة لهزات تؤثر بشكل مغاير على الوحدات الفردية التي تشكل النظام.

مشكلة البحث :

الدراسات المهمة بفحص ودراسة العلاقات الدينامكية بين المتغيرات الاقتصادية أصبحت تعتمد على تحليل الارتباط الذاتي وعلى نطاق واسع، غير أن زيادة حجم السلسلة الزمنية، والذي يتطلبه التحليل، مرتبط بمشكلات منها التغيرات الهيكلية وكذلك الانتقالات التي تحدث في النظام، مما يتطلب السعي للتقصي حول إمكانية سد هذا النقص بإضافة بيانات من مقاطع عرضية مختلفة والتي تقود إلى بيانات لوحية.

أهمية البحث :

أن استخدام التقنيات الحديثة في التحليل الاقتصادي تتيح فهم طبيعة أداء الاقتصاد الكلي. وقد شهدت السنوات الأخيرة زيادة في الاهتمام بنماذج البيانات اللوحية وتكمن

* أي بمعنى أن الدولة الواحدة تعيش ضمن وحدة أكبر وهي العالمية (العولمة)، ومن ثم تؤثر وتتأثر.

أهميتها في إمكانية معالجة الاختلافات غير المرئية فهي تدرس الآثار الفردية الخاصة بمفردات العينة سواءً المقطعية أم الزمنية. وتنبع أهمية هذه الورقة من تسليط الضوء على مواطن الاستفادة من هذا النوع من التحليل وبما يسد الفجوة في البحوث السابقة بما يحفز دراسات البيانات اللوحية المستقبلية، لاسيما مع توفير البرامج الجاهزة التي تخدم هذا النوع من التحليل.

كما أن البحث يكتسب أهميته من تحديد المرونات في الأجلين القصير والطويل وبدورها تحدد كل مكون من مكونات الناتج المحلي الإجمالي له الإسهام الأكبر في تحديد التقلبات الحاصلة في اقتصادات دول مجلس التعاون الخليجي والذي يساعد للتنبؤ بمستوى الناتج وفقاً لسلوك القطاعات الاقتصادية المختلفة.

هدف البحث :

أن دراسة التغيرات في كل وحدة من وحدات دول المجموعة يتطلب دراسة التأثير الذي تحدثه الصدمات على دولة معين من دول المجموعة وما يتبعه من تأثير على الدول الأخرى في المجموعة بسبب الاعتمادية بين وحدات هذه المجموعة. ومن ثم يسعى البحث إلى إيجاد طريقة جديدة لنموذج متجه الارتباط الذاتي خاص بالبيانات اللوحية، التي تعتمد على تجزئة الصدمات إلى صدمات ذات خواص منفردة (idiosyncratic) وأخرى صدمات مشتركة بين الوحدات المعنية وبين باقي وحدات المجموعة؛ من خلال دراسة العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي وبنود الإنفاق على الناتج في الأجلين الطويل والقصير في نموذج متعدد المتغيرات. كما وظفت الدراسة منهج تحليل البيانات اللوحية لتقدير مرونات الأجل الطويل والأجل القصير في إطار التحليل الساكن باستخدام نماذج (OLS) للبيانات المدمجة ونماذج الآثار الثابتة والعشوائية، وفي إطار التحليل الديناميكي تم استخدام جذور الوحدة وتناظر التكامل وتقدير نموذج تصحيح الخطأ للبيانات اللوحية.

عينة البحث :

شملت عينة البحث ست دول خليجية مختارة تمثل دول مجلس التعاون الخليجي (الكويت، والمملكة العربية السعودية، والإمارات العربية المتحدة، وقطر، والبحرين، وعمان) للمدة (1970-2012) ومتغيرات اقتصادية كلية ممثلة (الناتج المحلي الإجمالي GDP، والأنفاق الاستهلاكي CONS، والإنفاق الاستثماري ممثلاً بإجمالي تكوين رأس المال الثابت

FC، والصادرات EX، والاستيراد IM) وبالأسعار الثابتة ولسنة أساس (1970) وقد تم الاعتماد على (kushnirs.org) [22] في توفير بيانات البحث.

منهجية البحث :

استخدام أساليب كمية اعتماداً على نموذج تناظر التكامل لمتجه الانحدار الذاتي (VAR) ومتجه تصحيح الخطأ (VEC)، والذي يسمح بمعرفة تأثير المحددات على مستوى الناتج المحلي الإجمالي في الأجلين القصير والطويل.

أولاً : الاستعراض المرجعي

طلّاع الكتابات عن البيانات اللوحية كانت في كتاب (Mazodier 1978). وبعدها استمرت في عدد من الإصدارات الخاصة في المجلات العلمية المتخصصة عن البيانات اللوحية. وقد عقدت (9) مؤتمرات عالمية عن البيانات اللوحية وكان أولها مؤتمر (INSEE) وآخرها تم في جامعة جنيف في (June 2000) ومجلة (Economic literature) سجلت 2780 من المواقع استخدمت كلمة البيانات اللوحية ما بين (1980-2000) [20]. وبحث (Baltagi & Kao 2000) تضمن مسحاً زمنياً وافياً عن عدم استقرارية البيانات اللوحية، وكذلك تناظر التكامل، فضلاً عن الدراسات الديناميكية للبيانات اللوحية.

ولعرض الدراسات السابقة سوف نركز على ثلاثة أمور:

- (1) اختبارات جذور الوحدة للبيانات اللوحية.
 - (2) اختبارات تناظر التكامل.
 - (3) التقدير والاستدلال في نماذج تناظر التكامل للبيانات اللوحية.
- وفيما يلي عرض لأهم الدراسات مرتبة وفق تسلسلها الزمني:
- دراسة (Coskey & Kao 1999) [20]، إذ تم المقارنة بين حجم وقوة (4) اختبارات للبيانات اللوحية غير المتجانسة باستخدام طريقة مونتي كارلو (Monte Carlo)، فضلاً عن إجراء تطبيق عملي لمجموعة من دول OECD. ودراسة (BAROSSA-FILHO & SILVA & DINIZ* (2005) [14] التي تم فيها إعادة تقييم نموذج النمو القياسي لـ (Solow)، وذلك باستخدام الأسلوب الديناميكي للبيانات اللوحية ولـ (53) دولة للمدة (1959-1989). وتم تطبيق اختبارات جذور الوحدة للسلاسل الزمنية لكل دولة، ومن ثم تنفيذ جذور الوحدة معتمداً على اختبار (IPS, Hadri & larsson 2000)، واختبارات تناظر التكامل للبيانات اللوحية باستخدام اختبار (Pedroni & Kao)، وبالتالي تم تقدير نموذج تناظر التكامل

الديناميكي للبيانات اللوحية (DOLS). ودراسة ((Anderson & Qian & Rasche (2006)) [2] التي هدفت إلى فحص إمكانية استخدام طريقة الارتباط القويم لبوكس تايلور (Box-Taylor) (1977) كطريقة بديلة لطريقة الإمكان الأعظم لتقدير نموذج (VEC) وقد توصل إلى أن إحصاءه الاختبار لبوكس تايلور أكثر نجاحاً من طريقة جوهانسون LM_based لاختبار رتبة تناظر التكامل في نموذج (VEC). ودراسة (constantini & martini) (2009) [3] وللبيانات اللوحية لعينة كبيرة من الدول النامية والمتقدمة ولأربعة قطاعات مختلفة من الطاقة، تبني (Pedroni) لاختبار تناظر التكامل بينما اعتمد اختبارات جذور الوحدة (IPS, BRT & LLC) وقد استخدم طريقة كرينجر ذات الخطوتين باستخدام (VECM) لاختبار السببية واعتماد طريقة التقدير (FOLS) المربعات الصغرى المعدلة تماماً لتقدير البواقي والتي يتم تضمينها في نموذج تصحيح الخطأ (VECM).

ودراسة ((Morshed (2010)) [9] التي استخدمت طريقة تناظر التكامل للبيانات اللوحية لإحدى عشرة دولة أوروبية (الإتحاد النقدي الأوروبي) (EMU) لبيانات ربع سنوية للمدة (من 1999-Q1 إلى 2009-Q3). واستخدمت نوعين من الاختبارات لجذور الوحدة (جذور وحدة مشتركة (LLC)، وجذور وحدة فردية (IMPS, ADF-Fisher))، كما استخدمت نوعين من الاختبارات لاختبار تناظر التكامل الأول يعتمد على بواقي (Pedroni & Kao) وآخر على طريقة الإمكان الأعظم (Fisher-Johansen).

دراسة ((Ali Jamhour (2011)) [4] التي تهدف إلى تحليل دور التنمية المالية في دول مجلس التعاون الخليجي (GCC) باستخدام ثلاثة اختبارات للسببية وهي: سببية كرينجر (1969)، وسببية سيمز (Sims 1972)، وسببية سيمز المعدلة (Gewke et al 1983) والذي يرمز (GMD) باعتماد منهج (VAR) و (VECM).

دراسة ((Mehrara & Firouzjaee (2011)) [16] هدفت إلى تحليل تناظر التكامل للبيانات اللوحية لـ (73) دولة من الدول النامية للمدة (1970-2007)، إذ تم اختبار الاستقرار باستخدام (LLC 2002, IPS 2003, MW 1999, Choi 2001 & Hadri) وبعدها استخدم منهجية (Pedroni 1995, 1999) لتناظر التكامل للبيانات اللوحية لتهيئة المتغيرات لدراسة اتجاه السببية ووفق منهج كرينجر للأجلين القصير والطويل. دراسة ((Afonso & Jalles (2012)) [3] التي تهدف إلى تقييم الاستقرار المالية العامة في دول (OECD) للمدة (1970-2010)، اعتماد طريقة المربعات الصغرى الديناميكية (DOLS) لتقدير معلمات العلاقة من أجل استخدام تقنية اختبار اتجاه السببية بموجب سببية

كرينجر وسببية سيمز وسببية سيمز المعدلة (GMD)، كما اعتمد تقدير معادلات (VAR) وفق انحدار غير مرتبط ظاهرياً (SUR)، إذ تم اختبار تناظر التكامل وتقدير علاقة تناظر التكامل باستخدام (FMOLS)، كما تم تقدير (ECM) لدراسة العلاقة السببية. ودراسة ((Sharif Hossain (2013)[18] التي تضمنت بيانات سنوية لـ (33) دولة افريقية للمدة (1974-2009) لدراسة العلاقة السببية الديناميكية. وتم اختبار استقرارية كل متغير بالاعتماد على أربعة اختبارات جذور الوحدة (LLC 2000, IPS 2003, MW 1999 & 2006) (Choi)، ومن ثم تحليل تناظر التكامل باستخدام (Kao & Fisher-Johansen)، ولتحديد اتجاه السببية تم اعتماد اختبار (Engel-Granger) وتم تضمين حد تصحيح الخطأ (EC) في نموذج (VAR). ودراسة ((G. Abdoli, Y. farahani & s. datan (2015)[8] التي تهدف إلى فحص العلاقة السببية بين استهلاك الكهرباء والنمو الاقتصادي للأجلين الطويل والقصير في دول أوبك للمدة (1980-2011) معتمداً على تناظر التكامل لدراسة الأجل القصير ونموذج تصحيح الخطأ لدراسة الأجلين القصير والطويل بإطار البيانات اللوحية واستخدام (FMOLS) للألواح المتجانسة من أجل تعويض العلاقة السببية بموجب منهج كرينجر واعتمد اختبار (IPS) لاختبار استقرارية المتغيرات واختبار تناظر التكامل اعتماداً على اختبار (Pedroni 1999, 2004).

ثانياً : البيانات اللوحية (Panel Data)

في الدراسات القياسية تشير البيانات اللوحية (Panel Data) إلى بيانات متعددة الاتجاه في الغالب تتضمن قياسات عبر الزمن وتحتوي على بيانات لظواهر متعددة عبر الزمن وللوحات الاقتصادية نفسها، وتكون البيانات الزمنية والمقطعية حالات خاصة من البيانات اللوحية وباتجاه واحد فقط.

وقد تزايدت شهرة نماذج البيانات اللوحية على صعيد الدراسات التطبيقية نسبة إلى قدرتها العالية على دراسة السلوك البشري مقارنة بنماذج السلاسل الزمنية أو نماذج المقاطع العرضية، كما أن البيانات اللوحية أصبحت غنية ومتوفرة بشكل متزايد في كل الدول المتقدمة والنامية على حد سواء. إذ أن البنك الدولي مكلف بالمساعدة على تصميم العديد من المسوحات للبيانات اللوحية. والبيانات اللوحية تتم بإضافة عينة لوحدة معينة عبر الزمن إلى وحدات أخرى ضمن مجموعة، وبذلك توفر مشاهدات متعددة لكل وحدة من وحدات العينة.

وللبينات اللوحية عدة خصائص تميزها عن البيانات للمقاطع العرضية أو السلاسل الزمنية، فهي تعمل على التحكم في التباين الفردي الذي قد يؤدي إلى نتائج متحيزة، كما إنها توفر توسيعاً لحجم العينة المستخدمة لدى الباحث وزيادة درجات الحرية وتقليص الترابط بين المتغيرات التوضيحية وبذلك تساعد على تحسين كفاءة التقديرات الإحصائية، فضلاً عن أنها تساعد على دراسة ديناميكية التعديل التي قد تخفيها البيانات المقطعية. ومن جهة أخرى فإن البيانات اللوحية تسمح للباحث بتحليل عدد من الأسئلة الاقتصادية المهمة التي لا يمكن دراستها باستخدام السلاسل الزمنية أو المقاطع العرضية لوحدها. علاوة على ذلك فإن البيانات اللوحية تسمح في بناء أو اختبار نماذج أكثر تعقيداً؛ وذلك من خلال الانتفاع بالمعلومات على المستوى الزمني الديناميكي وعلى المستوى الفردي للوحدات التي تتم دراستها. كما إنها توفر احتمالية توليد تنبؤات أكثر دقة للوحدات [7]. وبشكل عام يمكن تمثيل الانحدار على وفق الآتي:

$$Y_{it} = \alpha + \beta' X_{it} + u_{it} \quad \dots (1)$$

حيث أن:

$(Y_{it} X_{it})$ متغيرات متغيرات الدراسة.

وللبينات اللوحية اتجاهات المقاطع العرضية $(i=1, \dots, N)$.

(N) يمثل عدد الوحدات (أشخاص، شركات، صناعات، دول ... الخ)،

$(t=1, \dots, T)$ الاتجاه الزمني.

التحليل الساكن:

وبوضع بعض الفروض تولد هياكل مختلفة للعلاقة (1) وأهمها:

• نموذج الأثر الثابت (Fixed Effect model):

يفترض أن المتغير العشوائي (u_{it}) يمكن تقسيمه كالآتي:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

حيث أن:

$$v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$$

وأن (μ_i) يمثل الأثر الخاص بالوحدات (individual-specific)، وتكون قيمة غير مرئية.

وآثارها أما ثابتة عبر الزمن بينما المقاطع تتغير عبر الوحدات وبذلك تكتب (1) على وفق

الصيغة:

$$Y_{it} = \alpha_{it}^* + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{jit} + v_{it} \quad \dots (2) \quad , \quad \alpha_{it}^* = \mu_i + \alpha$$

حيث أن:

(K) تمثل عدد المتغيرات التوضيحية، ففي حالة الوحدات دول مختلفة فإن آثار (μ_i) تتضمن جغرافية الدول أو مناخها... الخ. وربما تمثل المقدرة غير المرئية التي تكون ثابتة عبر الزمن.

أو يكون التغير عبر الوحدات وعبر الزمن وبذلك تكتب على وفق الآتي :

$$Y_{it} = \alpha_{it}^* + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{jit} + u_{it} \dots\dots(3)$$

• نموذج الآثار العشوائية (Random Effect Model):

يفترض أن:

(μ_i) متغير عشوائي يتوزع توزيعاً مستقلاً ومتماثلاً بمتوسط صفري وتباين ثابت

$$\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2) : (\sigma_\mu^2)$$

ويفترض أن مركبات الخطأ بين (μ_i) و (v_i) مستقلة عن بعضها .

ويمكن تعميم هذه النماذج (سواءً الأثر الثابت أم العشوائي) بافتراض أن:

- جميع المعلومات تتغير عبر الوحدات :

$$Y_{it} = \alpha_i^* + \sum_{j=1}^K \beta_{ij} X_{ijt} + u_{it} \dots\dots(4)$$

- أو أن جميع المعلومات تتغير عبر الوحدات وعبر الزمن وعلى وفق الآتي:

$$Y_{it} = \alpha_{it}^* + \sum_{j=1}^K \beta_{ij} X_{ijt} + u_{it} \dots\dots(5)$$

والنماذج الأكثر استخداماً هي ذات الميل الثابت والمقطع المتغير الحالة (1) و (2). وللمفاضلة

بين الصيغ يتطلب إجراء اختبار التجانس الكامل (Overall homogeneity): الميل والمقاطع

متجانسة بالنسبة للوحدات المختلفة. وبفترات زمنية مختلفة.

وعند رفض هذه الفرضية يجب إتباع النهج الآتي:

1- اختبار معلومات الميل متماثلة.

2- اختبار معلومات المقاطع متماثلة.

أن إهمال أثر الوحدات أو أثر الزمن والذي يحتمل أن يوجد بين الوحدات القطاعية

أو الوحدات الزمنية رغم عدم تأثرها بالمتغيرات التوضيحية قد يقود إلى عدم التجانس في

توصيف النموذج. وأن إهمال هذا الأثر سيولد تقديرات غير متسقة أو تقديرات لا معنى

لها.

المعالجات القياسية : يمكن معالجة البيانات اللوحية قياسياً بثلاث طرق :

1- الألواح المستقلة المدمجة (Independently pooled panels)

والتحليل باستخدام هذه التقنية تحكمه فرضية أن لا توجد سمات فريدة للوحدات داخل مجموعة القياس، وتتم المعالجة كما في نماذج الانحدار الزمنية.

2- نماذج الآثار الثابتة وقد تسمى نماذج الفرق الأول

وتفترض هذه النماذج وجود سمات فريدة للوحدات غير عشوائية ولا تتغير عبر الزمن. وفي هذه النماذج تتم السيطرة على الاختلافات غير المرئية بين الوحدات وتكون ثابتة عبر الزمن ومرتبطة مع المتغيرات التوضيحية. ويمكن إزالة هذه الاختلافات من البيانات عبر استخدام الفرق الأول وبذلك تعتمد طريقة المربعات الصغرى باستخدام المتغيرات الوهمية (LSDVM).

3- نماذج الآثار العشوائية

ويطلق عليها أيضاً نماذج مركبات الخطأ (variance component models)، ويمكن هذه النماذج لعمل الاستدلال حول المجتمع ككل وليس حول العينة المدروسة فقط. ويكون الأثر الخاص بالوحدة غير مرتبط بالمتغيرات التوضيحية، وعليه فإن التقدير يكون أكثر كفاءة من نماذج الأثر الثابت.

ويتم استخدام اختبار هيوزمان (Hausman-Test) للتفريق بين الأثر الثابت والأثر العشوائي باختيار فرضية العدم $(H_0: \alpha_i \perp x_i)$ أي أن (X_i) مستقلة عن (α_i) ، وعند رفض (H_0) فإن ذلك دليل أن تقديرات الأثر العشوائي غير متسقة والجدول في أدناه يوضح هذه الاستخدامات:

	صحيحة (H_0)	صحيحة (H_1)
تقديرات الأثر العشوائي	متسقة وكفاءة	غير متسقة
تقديرات الأثر الثابت	متسقة غير كفاءة	متسقة

أما إحصاءه هيوزمان تتبع الصيغة الآتية:

$$H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})' [var(\hat{\beta}_{FE}) - var(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})$$

وتتوزع توزيع (x^2) بدرجة حرية قدرها رتبة الفرق بين تباين الملاحظات المقدرة بطريقة الأثر الثابت والأثر العشوائي.

بينما التحليل الديناميكي

يتطلب دراسة الخطوات على وفق الآتي:

الخطوة الأولى : اختبارات جذور الوحدة في البيانات اللوحية (Panel Unite Root)

أن استخدام البيانات اللوحية تولد تعقيدات عديدة لاختبار جذور الوحدة نظراً للأمر الآتي :

1- تولد البيانات اللوحية قدراً كبيراً من عدم التجانس غير المرئي، وهذا بدوره يجعل معلمات النموذج مختلفة عبر الوحدات.

2- (يكون افتراض الاستقلالية بين الوحدات) في العديد من الدراسات التطبيقية غير ملائم. وللتغلب على هذه الصعوبات، فقد تم تطوير العديد من اختبارات جذور الوحدة للبيانات اللوحية لجعلها قادرة للسماح بوجود الاعتماد بين الوحدات المختلفة في الألواح [11].

وبذلك تم تقسيمها إلى جيلين، كل جيل يضم عدداً من الاختبارات هدفها الوصول إلى اختبارات أكثر قوة.

اختبارات جذور الوحدة للبيانات اللوحية (الجيل الأول (1st - Generation) :

تم افتراض أن البيانات السنوية تكون مستقلة عبر الوحدات (i) وقد كانت نقطة البداية متمثلة ببحوث ((Levin-Lin(1992)، افترض هيكل الارتباط الذاتي متماثلاً ولجميع الوحدات، ثم تم السماح لهيكل الارتباط الذاتي بالاختلاف فيما بين الوحدات. ففي بحث ((Levin-Lin(1993) فإن الخطأ يتبع نمط الارتباط الذاتي وعدم التجانس. ويمكن الحصول على الإحصاء باستخدام دالة لوغاريتم الإمكان المدمجة لصيغة ديكي-فولر الفردية (لكل وحدة). وتوجت المرحلة ببحث (LLC2002) [14] وتسمى هذه الاختبارات عمليات جذور الوحدة المشتركة (Common unit root process). ولتحديد تكامل متغير يتم افتراض ثلاثة نماذج:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \delta Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad 1- \text{مع مقطع واتجاه لكل وحدة.}$$

$$\Delta Y_{it} = \alpha_{0i} + \delta Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad 2- \text{مع مقطع مختلف لكل وحدة.}$$

$$\Delta Y_{it} = \delta Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad 3- \text{بدون مقطع واتجاه.}$$

حيث أن $(\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-1})$ و $(-2 < \delta \leq 0)$ و (ε_{it}) متغير عشوائي يتوزع بشكل مستقل عبر الوحدات ويتبع نمط (ARMA) المستقرة الانعكاسية لجميع الوحدات (i):

$$\varepsilon_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} \varepsilon_{it-1} + e_{it} \quad \forall i$$

وفرضية العدم والبديلة بحسب النماذج الثلاثة هي:

النموذج	فرضية العدم	الفرضية البديلة
1	$\delta = 0$	$\delta < 0$
2	$\delta = 0, \alpha_{0i} = 0 \quad \forall i$	$\delta < 0, \text{for som } \alpha_{0i} \in R$
3	$\delta = 0, \alpha_{1i} = 0 \quad \forall i$	$\delta < 0, \text{for som } \alpha_{1i} \in R$

وبشكل عام فإن النموذج المستخدم من قبل (LLC) هو:

$$\Delta Y_{it} = \delta Y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta Y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + e_{it} \quad \dots (6)$$

(m=1,2,3) باختلاف النماذج. (p_i) مدد الإبطاء المختارة بموجب معايير الإبطاء المختلفة (أكياك Akiake وشوارتز schwartz ... وغيرها) ويسمح اختلافها لكل وحدة من الوحدات. وللاختبار تتبع ثلاث خطوات متتالية بعد اختبار مدة الإبطاء المثلى:

أولاً: يتم إتباع (ADF) لكل وحدة بشكل منفصل ويتم توليد اثنين من البواقي المتعامدة، الأول من انحدار (ΔY_{it}) في العلاقة (6) والحصول على البواقي (\hat{e}_{it}) والثاني من انحدار (Y_{it-1}) عوضاً عن (ΔY_{it}) في العلاقة (6) والحصول على بواقي (\hat{v}_{it-1}) ثم للتخلص من عدم التجانس يتم تحويلها إلى معيارية وذلك بقسمة البواقي على انحرافها المعياري وهي ($\hat{e}_{it}^*, \hat{v}_{it-1}^*$)

ثانياً: يتم تقدير تباين الأجل الطويل لكل من النماذج الثلاثة أعلاه (بدون مقطع، ومع مقطع، مع مقطع واتجاه) ووفق الصيغة:

$$\hat{\sigma}_{y_i} = \frac{1}{T-1} \sum_{i=2}^T \Delta Y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} w_{\bar{K}} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^T \Delta Y_{it} \Delta Y_{it-L} \right] \quad \dots (7)$$

ويتم إحلال (ΔY_{it}) بـ ($\Delta Y_{it} - \overline{\Delta Y_{it}}$) في المعادلة (7) للنموذج الثاني، حيث ($\overline{\Delta Y_{it}}$) تمثل المتوسط لـ (i) من الوحدات المختلفة، وللنموذج (3) يتم حذف الاتجاه قبل التقدير للحصول على تباين الأجل الطويل. (\bar{K}) تعتمد على البيانات للحصول على تباين متسق. أما الأوزان ($w_{\bar{K}}$) تعتمد على اختبار كيرنل (Kernel) ولكل وحدة يتم تعريف نسبة الانحراف المعياري للمدى الطويل إلى الانحراف المعياري للخطأ من العلاقة (6). وثم يحسب

$$\text{المتوسط للنسبة على جميع الوحدات} (s_i = \frac{\sigma_{Y_i}}{\sigma_{\varepsilon_i}}) \quad (S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N s_i)$$

ثالثاً : (حساب إحصاءه الاختبار) : ويتم دمج جميع الوحدات عبر المشاهدات الزمنية لتقدير معلمة (\hat{v}_{it-1}^*) من معادلة الانحدار:

$$(\hat{e}_{it}^* = \delta \hat{v}_{it-1}^* + \text{error}) \quad \text{حيث أن عدد المشاهدات الإجمالية } (NT^*) \text{ وأن } (T^*)$$

تمثل متوسط عدد المشاهدات لكل وحدة $(T^* = T - \bar{P} - 1)$ و (\bar{P}) تمثل متوسط مدد الإبطاء لكل وحدة بموجب انحدار (ADF):

$$\bar{P} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{P}_i$$

وبالتالي تصاغ الإحصاءة على وفق الآتي:

$$se(\hat{\delta}) = \hat{\sigma}_{\hat{e}^*} [\sum_1^N \sum_{2+p_i}^T \hat{v}_{it-1}^{*2}]$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{e}^*}^2 = \frac{1}{NT^*} \sum_1^N \sum_{2+p_i}^T (\hat{e}_{it}^* - \hat{\delta} \hat{v}_{it-1}^*)^2$$

وبموجب فرضية العدم $(H_0: \delta = 0)$ فإن الإحصاءة (t_δ) مع كبر حجم العينة تتوزع توزيعاً طبيعياً معيارياً بموجب نموذج (1) بينما تبتعد إلى السالب أو إلى مالا نهاية بالنسبة للنموذج (2) و (3) وقد تم تعديلها اعتماداً على متوسط وانحراف معياري خاص لكل نموذج، وتتوفر القيم اعتماداً $(\bar{k}^*$ و $T^*)$ في جدول خاص [14,p4] أما الاختبارات التي تسمح للمعلومات الحرة عبر الوحدات المختلفة فتسمى (Individual unit root process)، وهناك جملة من الاختبارات تتبع هذا النمط منها ((IM, Pesaran and Shin (IPS) و (Fisher-ADF) و (Fisher-PP) إذ أنها تسمح بالاختلاف بين الوحدات IM, Pesaran and Shin (2002&2003):

بافتراض عملية (AR) للمتغيرات وبإتباع منهج (ADF) مع مقاطع للوحدات وبدون وجود اتجاه زمني. تستخدم العلاقة (6) لاختبار فرضية وجود جذور الوحدة

$$(H_0: \delta_i = 0 \quad \forall i = N_0 + 1, N_0 + 2, \dots, N)$$

السلسلة مستقرة

$(H_1: \delta_i < 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_0)$ ، وبذلك فإن المختبر المستخدم هو المتوسط للقيم الفردية للإحصاءة (t) لكل وحدة ثم تحول إلى قيم معيارية ووجد أنها تتوزع توزيعاً طبيعياً مع كبر حجم العينة بالنسبة لـ (T) أولاً ثم $(N \rightarrow \infty)$.

كما أن العديد من المحاولات تتبع نفس المنهاج والتي تتوفر في برنامج (E-views) ومنها (Fisher-ADF) و (Fisher-PP).

اختبار ((Maddald & wu (1997) وقد تم دراسة حالة الألواح غير المتوازنة. كما سمح بدراسة الارتباط بين الوحدات. فقد اعتمد على الفرضية (عدم وجود جذور الوحدة: H_0)

بينما الفرضية البديلة (وجود جذور وحدة : H_1) . بينما (Im et al (2005)) وضعوا أساساً لاختبار جذور الوحدة مع افتراض وجود تغيرات هيكلية والتي تعد المصدر الرئيسي لترابط المقاطع في بيانات الاقتصاد الكلي، ولذا يُعد من الإسهامات النظرية المهمة في تطبيقات العلوم الاقتصادية.

وبشكل عام فإن النموذج المستخدم (6) وفق DF يمكن تعميمه على وفق الصيغة الآتية[11]:

$$\Delta Y_{it} = -\phi_i \mu_i + \phi_i Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

حيث أن : $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_i^2)$

وبصيغة الانحرافات عن المتوسط:

$$\Delta \tilde{Y}_{it} = \phi_i \tilde{Y}_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

حيث أن : $\tilde{Y}_{it} = Y_{it} - \mu_i$

وفرضية العدم أن جميع السلاسل الزمنية ذات سير عشوائي ومستقلة عن بعضها :

$$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_N = 0$$

بينما وضعت فرضيتان بديلتان: الأولى (a) تفترض أن معلمات الارتباط الذاتي متساوية لجميع الوحدات وتسمى البديلة المتجانسة:

$$H_{1(a)}: \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_N = \phi \text{ و } \phi < 0$$

بينما الثانية (b) وهي البديلة غير المتجانسة، وتفترض (N_0) من بين (N) من الوحدات تكون مستقرة،

(Im, pesaran & shin (2003)) كما هو متبع في بحث ($0 < N_0 \leq N$)

$$H_{1(b)}: \phi_1 < 0, \dots, \phi_{N_0} < 0 \quad ; N_0 \leq N$$

ووفق الفرضية (a) ($H_{1(a)}$)، يتم دمج المشاهدات عبر الوحدات المختلفة قبل توليد الإحصاء المدمجة بينما الفرضية البديلة غير المتجانسة (b) يتم العمل باستخدام متوسط العينة المعيارية للإحصاءات المفردة لكل وحدة. وبغض النظر عن الفروق بالطريقتين فأن النتائج تكون متسقة (Consistent) كما أن تفسير نتائج الاختبار عند رفض فرضية العدم يكون الاستنتاج أن السلسلة المعنية خالية من جذور الوحدة (مستقرة).

ولاشتقاق احصاء الاختبار تم اعتماد دالة لوغاريتم الإمكان المدمجة ومع كبر حجم السنوات لكل وحدة ($T_i > 6$) فأن الاحصاء المشتقة تتوزع توزيعاً طبيعياً معيارياً.

اختبارات جذور الوحدة للبيانات اللوحية: الجيل الثاني (2nd-Generation Panel unit root tests)

في الجيل الأول تم افتراض الاستقلال بين الوحدات (i) عبر البيانات السنوية (t)، وحيث أن الواقع العملي يبين أن السلاسل الزمنية للوحدات مرتبطة تزامنياً (Contemporaneously) فإن اختبارات جذور الوحدة للجيل الثاني تسمح بالترابط بين المقاطع المختلفة، والتوصيف العام للأخطاء المترابطة للمقاطع العرضية يمكن توصيفها وفق العلاقة (7)، والاختبارات المشتقة تعتمد بعضها على انحدار المربعات الصغرى المعممة (GLS)، حيث يمكن معاملة النموذج⁽¹⁾ بصيغة نموذج انحدار غير مرتبط ظاهرياً (seemingly unrelated) ويتحقق ذلك عندما $(T > N)$ ، والبعض الآخر يعتمد على المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) باستخدام الآثار الثابتة (fixed effect) حيث أن دكي - فولر الموسع للمقاطع (cross-section Augmented Dickey_Fuller (CADF)) يعتمد على معادلة الانحدار الآتية:

$$\Delta Y_{it} = a_i + \phi_i Y_{i,t-1} + b_i \bar{Y}_{t-1} + c_i \Delta \bar{Y}_t + e_{it} \dots (8)$$

ولاختبار جذور الوحدة يتم اعتماد المتوسط (للاحصاءة t)، و (N) من الوحدات . وهناك اختبارات تعتمد على مقدرات المركبات الرئيسة كما في دراسة ((Bai & Ng (2002)[6].

الخطوة الثانية : تناظر التكامل للبيانات اللوحية (Panel Cointegration)

تم اعتماد مفهوم تناظر التكامل لأول مرة في بحث انجل - كرينجر (Engle- Granger 1987)، وفي العقدين السابقين تم استخدامه تطبيقياً وبشكل واسع. فالمفهوم بشكل مبسط يمثل علاقات الأجل الطويل بين متغيرات متكاملة.

وبشكل عام، إذا (K) من المتغيرات (Y_t) جميعها متكاملة من الدرجة الأولى ($I(1)$) ويوجد تركيب خطي لهذه المتغيرات (مركبات السلسلة) بحيث يكون مستقراً أي $\{\beta Y_t = (\beta_1, \dots, \beta_k)' Y_t \sim I(0)\}$ ، بذلك فإن مركبات السلسلة (المتغيرات) تكون متناظرة التكامل.

كما يوجد تعريف آخر وضعه (Lutke pohl 2005) يُعد أكثر تعميماً: إذا كانت إحدى مركبات السلسلة متكاملة من الدرجة (d) ($I(d)$)، فإن المتسلسلة (Y_t) تكون

¹ أن سبب الاعتمادية ربما تنبثق من عدة عناصر، منها حذف عوامل مشتركة ومشاهدة أو عناصر مشتركة غير مشاهدة .

$(d \sim I)$ ، فإذا كان التركيب الخطي (βY_t) متكاملًا بدرجة أقل من (d) ، فإن مركبات المتسلسلة (Y_t) تكون متناظرة التكامل .

وبذلك فليس من الضروري أن تكون جميع المركبات متكاملة من درجة نفسها وبشكل عام يوجد نوعان من اختبارات تناظر التكامل للبيانات اللوحية تم تناولها في الدراسات المرجعية:

1- Residual –based: التي تعتمد على المعادلات المنفردة (Single-Equation)

2- Maximum –Likelihood based: التي تمثل اختبارات النظام. وبذلك فإنها تُعد توسيعاً لاختبارات تناظر التكامل والتي تعود لجوهانسون (1988) وخصوصيتها أنها لا تتحرى عن وجود تناظر التكامل فحسب بل تحدد عدد علاقات تناظر التكامل بين المتغيرات في النظام. كما إنها تمتاز باستقلالية الاختبارات عن عدد المتغيرات المستخدمة لتنميط علاقات تناظر التكامل [13] وأن فكرة التفريق بين النوعين من الاختبار يمكن توضيحها كالآتي:

لنفرض (K_i) من المتغيرات تم جمعها لـ (i^{th}) من المقاطع العرضية وعبر سلسلة زمنية $(t=1, \dots, T)$ ويرمز للسلسلة (Z_{it}) بحيث $(Z_{it} = (Z_{i1t}, Z_{i2t}, \dots, Z_{in_it}))$ ونفترض لكل (i) :

$$z_{ijt} \sim I(1) \quad ; j = 1, \dots, k_i$$

بذلك (z_{it}) تشكل علاقة تناظر تكاملية واحدة أو أكثر إذا وجدت تراكيب خطية بدلالة (z_{ijt}) لكل $(i=1, 2, \dots, K_i)$ وتكون متكاملة من الدرجة صفر $I(0)$

$$\beta'_i Z_{it} = \varepsilon_{it} \quad (r_i \times k_i)(k_i \times 1) = (r_i \times 1) \sim I(0)$$

r_i : تمثل عدد العلاقات في الأجل الطويل (عدد علاقات تناظر التكامل)

وبذلك في حالة المعادلة المنفردة (التي تعتمد على البواقي) $(r_i=1)$ فإن (Z_{it}) يمكن تجزئتها كالآتي: $Z_{it} = (Y_{it}, X'_{it})$ ، وبذلك لا توجد علاقة تناظر التكامل بين $(k_i - 1)$ من المتغيرات (X_{it}) ، بينما تناظر التكامل للنظام يسمح بوجود $(r_i > 1)$ ولا يحتاج تجزئة للمتغيرات في (Z_{it}) ، فضلاً عن استخدام متجه الارتباط الذاتي (VAR) للتحليل [11,p25] غير أن تحليل تناظر التكامل للبيانات اللوحية (مشكلات الاختبارات ومشكلات التقدير)

تكون أكثر تعقيداً⁽¹⁾، وذلك لاحتمال وجود تناظر التكامل القطاعي (cross-section) وخاصة إذا كانت جذور الوحدة للمركبات المختلفة في المجموعة سببها مركبات ذات سير عشوائي مشترك بمعنى آخر أن وجود عدم استقرارية غير مرئية بين العوامل سيؤثر على بعض المتغيرات في اللوح، وعليه يستوجب دراسة احتمالية تناظر التكامل بين المتغيرات عبر المجموعات والذي يطلق عليه تناظر التكامل المقطعي (cross-section cointegration) إلى جانب وجود تناظر التكامل في داخل المجموعات (within group). فضلاً عن أن الاختبارات للمدى الطويل تكون أكثر تعقيداً بسبب تصميم العينة الذي يتضمن سلاسل زمنية (T) ومقاطع عرضية (N)، ومقارنة باختبارات جذور الوحدة فأن تحليل تناظر التكامل في البيانات اللوحية مازال في المراحل الأولية من التطور.

وما زالت الدراسات لاختبار تناظر التكامل اللوحي تعتمد طريقة البواقي والتي تعتمد على المعادلات المنفردة ويوجد القليل من المحاولات لتطوير مناهج الأنظمة (System Approach)⁽²⁾، وجدير بالذكر عند تحقيق تناظر التكامل فأن معلمات الأجل الطويل يمكن تقديرها بكفاءة باستخدام الآلية نفسها المستخدمة في السلاسل الزمنية المنفردة مع افتراض إطار متجانس. وهذا يستدعي أن تكون متجهات تناظر التكامل متماثلة ولجميع وحدات اللوح. في حين أن معلمات الأجل القصير تبقى مختلفة عبر المقاطع (panel specific). إن الاختبارات التي تعتمد على البواقي، مبدأها الرئيس هو اختبار جذور الوحدة في بواقي علاقة انحدار تناظر التكامل بين متغيرات الدراسة (Z_{it}) بعد أن يتم تجزئتها إلى:

$$Z_{it} = (Y_{it}, X'_{it})'$$

فقد وضع (Pedroni 1995)، السمات الأولى لاختبار تناظر التكامل للبيانات اللوحية التي تعتمد على البواقي ثم وسع الاختبار في (1999) و(2004) ليشمل الانحدار المتعدد كما أنه وضع افتراضات تسمح بعدم تجانس في الألواح وعدم الترابط بين الوحدات بينما سمح بترابط واسع عبر السنوات. وقد اقترح سبعة اختبارات مختلفة لاختبار فرضية العدم (عدم

¹ التعقيدات تنشأ من أمور عدة منها عدم التجانس، والألواح غير المتوازنة، فضلاً عن اعتمادية المقاطع العرضية.

² من ضمن هذه المحاولات البحث الذي اقترح طريقة (canonical correlation) والمتبعة من قبل Box-Tiao كبدل للاستدلال المعتمد على الإمكان الأعظم بالنسبة لنماذج (VEC)، ولمزيد من التفاصيل ينظر [2]

وجود تناظر التكامل (H_0) [17] أربعة منها تعتمد على تقدير (within) وتختبر الفرضية البديلة المتجانسة وهي:

(panel-v) شبه المعلمية التي تعد توسيعاً لأحصاء نسبة التباين المستخدمة من قبل (Phillips-Ouliaris 1990) و (panel-t) المعلمية التي تعد توسيعاً لأحصاء (ADF) و (panel- ρ) شبه المعلمية والتي تتبع منهج (Phillips-Peron 1988) و (panel-t) شبه المعلمية وتعد تعديلاً لأحصاء (Phillips-Peron 1988)، والثلاثة الأخرى تعتمد على تقدير (Between) والتي تعد توسيعاً لمتوسط المجموعة التي استخدمت تقدير (within) علماً بأن التعديل يتم بالاعتماد على المتوسط والتباين الملائم والذي تم تزويده في بحث (Pedroni 1999) لعدد من المتغيرات (X 's) و الاحصاءات هي (panel-p) والذي استخدم تصحيح لا معلمي و (Group-t) المعلمية الذي يعتمد على (ADF)، و (Group-v) شبه المعلمية [13, pp (8-11)] وجدير بالذكر أن جميع الاختبارات تتوزع توزيعاً طبيعياً وتقارن مع قيم حرجة مناسبة. كما أن (Kao 1999) استخدم طريقة البواقي باعتماد اختبار معلمي، والذي يعد توسيعاً لمنهجية انجل كرينجر ذو الطورين، واعتمد طريقة تقدير (within) أو المربعات الصغرى للمتغيرات الوهمية (LSDV) باعتماد متغير توضيحي وحيد وبافتراض (β) ثابتة عبر المقاطع، بمعنى افترض أن متجه تناظر التكامل يكون متجانساً كما إن المقاطع تكون مختلفة (غير متجانسة).

طرق تقدير علاقات تناظر التكامل في البيانات اللوحية :

أما طريقة التقدير المستخدمة لتقدير علاقات تناظر التكامل في البيانات اللوحية يمكن تقسيمها إلى طريقة المعادلات المنفردة التي تفترض متجه تناظر التكامل المتجانس ومنها طريقة المربعات الصغرى المعدلة بالكامل (FMOLS) المقترحة من قبل (Pedroni 2000) وفي هذه الطريقة والتي سيتم إتباعها في البحث فأنها تعتمد على الاستفادة الكلية من (Group-Mean Panel) وهذه الطريقة لا تولد تقديرات متسقة (خاصة في العينات الصغيرة نسبياً) وإنما تسيطر على مشكلة وجود متغيرات داخلية ضمن المتغير التوضيحي (Explanatory) وكذلك مشكلة الارتباط الذاتي. وصيغتها العامة للوحدة (i) من وحدات اللوح تتبع الصيغة الآتية:

$$\hat{\beta}_i = (\hat{X}_i' X_i)^{-1} (\hat{X}_i' Y_i - T\delta)$$

δ : تمثل معامل التعديل للارتباط الذاتي.

T: عدد السنوات للسلسلة المستخدمة في كل وحدة من وحدات اللوح. وكذلك طريقة (Pooled-Mean Group) والتي اعتمدها (Pesaran et al 1999) وطرق تقدير النظام الكامل المربعات الديناميكية (DOLS) التي تفترض متجه التكامل غير متجانس عبر الوحدات فهي تسمح بخصوصية كل وحدة (cross-section specific)، التي تعتمد على طريقة العزوم المعممة (GMM) باستخدام صيغة (PVAR) وشبه الإمكان (QUSI-Maximum likelihood)، وهذه بدورها تتطلب حجم كبير للعينة، فضلاً عن طرق بديلة تعتمد على منهج الانحدار الديناميكي غير المرتبط ظاهرياً (DSUR). وجدير بالذكر أن (DSUR) مماثلة لـ (MLE) إذا كانت كل وحدات الألواح متناظرة التكامل.

ثالثاً : الحالة الدراسية

نظام الحسابات القومية هو من أنظمة الحسابات المهمة. فهو يقيس النشاط الاقتصادي للدول. وهو حساس للتغيرات الحاصلة في البيئة الاقتصادية، وعليه فإنه يُعد انعكاساً جيداً للحالة الاقتصادية في دولة ما أو مجموعة دول. والحالة المثالية للحسابات القومية هو الحصول على نمو مستقر لجميع المتغيرات الكلية التي تمثل الحسابات القومية. بمعنى توجد علاقة تناظر تكاملية بين المتغيرات وقبل البدء في تحليل البيانات تم معالجتها⁽¹⁾ وذلك للحصول على تقديرات أكثر موثوقية.

أن العلاقة الديناميكية بين المتغيرات سيتم دراستها بثلاث خطوات :

الخطوة الأولى :

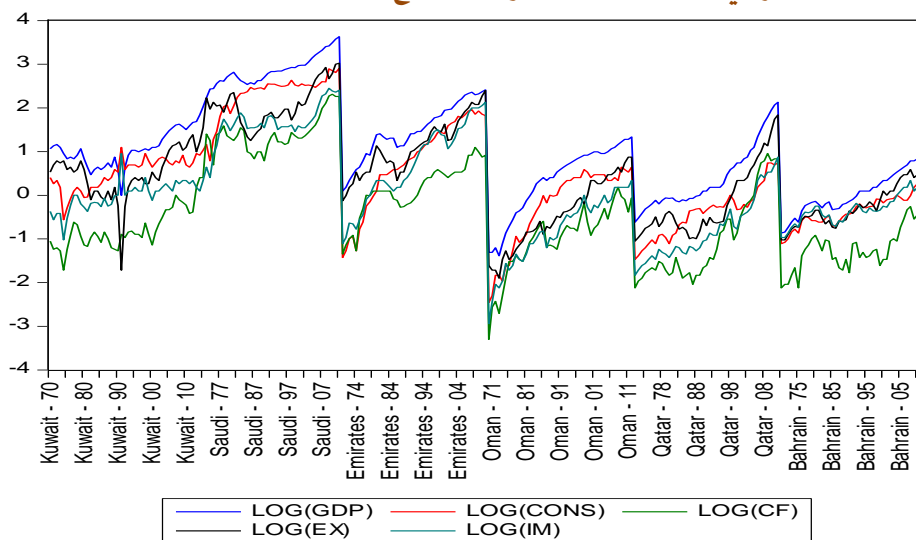
فحص الاستقرارية لكل متغير وللدول المختارة للمدة (1970-2012) باستخدام جذور الوحدة المشتركة بموجب اختبار (LLC)، وكذلك جذور الوحدة لكل دولة بموجب اختبار (IPS). وقد دعمت الأشكال البيانية (1) و(2) ما توصلت له الاختبارات الإحصائية من إن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى $[I(1)]$ حيث أشارت إلى أن جميع المتغيرات غير مستقرة وتحتوي على اتجاه بالمستوى على الرغم من أن بعض المتغيرات قد تكون مستقرة لبعض الدول، إلا إنها بصورة عامة تظهر عدم الاستقرار عند المستوى، ونلاحظ بأنها استقرت تماماً عند أخذ الفرق الأول، فالشكل (1) يوضح المسار الزمني للمتغيرات

¹ وذلك بمعالجة القيم الشاذة حيث احتوت البيانات على قيمة شاذة تمثلت في السنة 1973 للتكوين الرأسمالي في المملكة العربية السعودية والتي تم معالجتها باستخدام طريقة متوسط البتر (Trimmed mean) ولزيد من التفاصيل ينظر [1].

بالمستوى ولجميع الدول والمتغيرات، بينما الشكل (2) يعرض المسار الزمني للمتغيرات باستخدام الفرق الأول ولكل الدول والمتغيرات للمدة (1970-2012). وجدير بالذكر أن جميع النتائج تم الحصول عليها اعتماداً على البرامج الجاهزة (E-views 9) وأن جميع المتغيرات هي بصيغة اللوغاريتم.

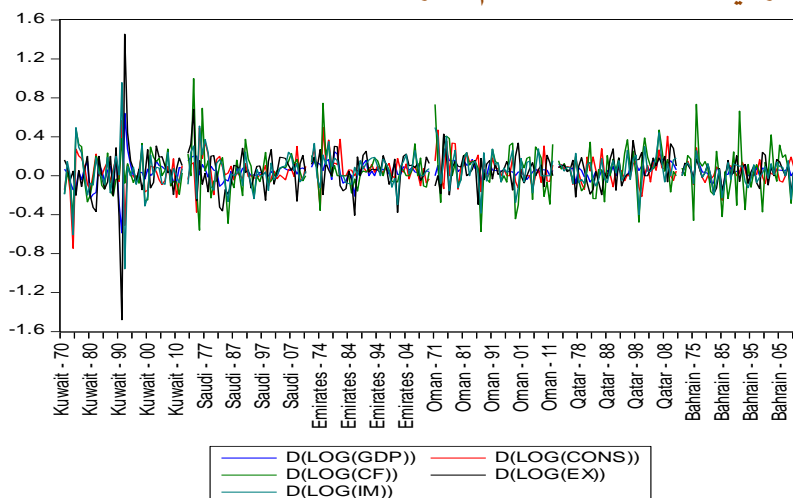
الشكل رقم (1)

المسار الزمني للمتغيرات بالمستوى ولجميع الدول للمدة (1970-2012)



الشكل رقم (2)

المسار الزمني للمتغيرات باستخدام الفرق الأول ولكل الدول للمدة (1970-2012).



نتائج الاختبارات المعروضة في الجدول رقم (1) أشارت وبقوة بأن جميع سلاسل المتغيرات غير مستقرة مع وجود اتجاه بموجب الإحصائيتين (LLC,IPS)، فعلى الرغم من أن نتائج كلا الاختبارين (LLC) و (IPS)، بينت أن المتغير (IM) مستقر عند المستوى (Level) إلا أن مستوى المعنوية (10%) قليل جداً في حالة الجذور المشتركة (LLC) أي انه ليس هنالك دليل قوي على رفض فرضية وجود جذور الوحدة عند المستوى بالنسبة لهذا المتغير وبالتالي لا يمكن الجزم بأنه متكامل من الرتبة صفر. والشئ نفسه ينطبق على المتغير (cons) للنموذج مع اتجاه وقاطع الذي تم اختياره اعتماداً على رسم المسار الزمني للمتغير وبذلك فإن السلاسل هي ذات سير عشوائي مع اتجاه عند المستوى (Level) بينما استقرت عند اخذ الفرق الأول .

الجدول رقم (1)

نتائج اختبار جذور الوحدة باستخدام (LLC,IPS)

IPS				LLC				
1st difference		level		1st difference		Level		
Intercept & trend	intercept	Intercept & trend	intercept	Intercept & trend	intercept	Intercept & trend	intercept	المتغير
-5.880***	6.396***	0.884	1.678	-6.334***	6.231***	0.269	-0.715	Ln GDP
10.08***	9.994***	-0.657	1.529*	10.34***	10.50***	-1.429*	-4.808***	Ln CONS
-8.609***	-9.655***	-0.860	-0.047	-8.654***	8.997***	-0.738	-0.668	Ln CF
-9.475***	-10.24***	0.0705	2.775	-7.734***	8.595***	0.358	1.509	Ln EX
-9.684***	-10.51***	-2.133**	0.134	-8.886***	9.855***	-1.430*	-1.360*	Ln IM

*** معنوي عند 1% ، ** معنوي عند 5% ، * معنوي عند 10%

الخطوة الثانية :

اختبار تناظر التكامل طويل الأجل بين المتغيرات، بعد التأكد من أن كل متغير من متغيرات النموذج متكاملة من الدرجة الأولى، فلا بد من التحقق من وجود علاقة تناظر التكامل بين المتغيرات بمعنى وجود علاقة توازن للمدى الطويل بين المتغيرات الكلية التي تمثل الحسابات القومية لدول العينة، واعتماداً على طريقة (Pedroni) والتي تعتمد على البواقي تم عرض النتائج في الجدول رقم (2) :

الجدول رقم (2)

نتائج اختبار تناظر التكامل لـ (Pedroni)

الاختبار	احصائية الاختبار	القيمة الاحتمالية	إحصاء الاختبار	القيمة الاحتمالية
(Within-dimension) معلمة الانحدار الذاتي (AR) المشتركة				
Panel v	6.326384	0.0000	1.970507	0.0244
Panel rho	-2.888502	0.0019	2.386078-	0.0085
Panel PP	-6.936273	0.0000	5.157293-	0.0000
Panel ADF	-2.431881	0.0075	1.851134-	0.0321
(between-dimension) Group mean Cointegration tests معلمة الانحدار (ρ_i) الفردية				
Group rho	-1.994973	0.0230		
Group PP	-6.515407	0.0000		
Group ADF	-1.357154	0.0874		

تؤكد إحصاءات الاختبار عن وجود دليل قوي يشير إلى وجود تناظر تكاملي سواءً باعتماد فرضية التجانس أم عدم التجانس بوجود تناظر تكاملي فردي لكل دولة. وقد تم اختبار تناظر التكامل باعتماد مدة إبطاء واحدة، اعتماداً اختبار (Akiake & Schwartz)، وعلاقة تناظر التكامل المقدرة في الجدول رقم (3) تشير إلى معنوية عالية للمقدرات التي تمثل مرونات الناتج بالنسبة للمتغيرات (الاستهلاك، والرصيد الرأسمالي، والصادرات، والاستيرادات) في الأجل الطويل، سواءً بالنسبة لمتوسط المجموعة (MG) أم متوسط المجموعة اللوحية (PMG).

الخطوة الثالثة:

بعد تقدير علاقة تناظر التكامل (يشير الجدول رقم (2) إلى وجود علاقة تناظر واحدة فقط بين المتغيرات) وهذا دليل على أن المتغيرات الكلية (التي تمثل الحسابات القومية لدول مجلس التعاون الخليجي) هي في حالة نمو مستقر. وهذا بدوره يقودنا إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ اللوحي (PVECM) للمدة (1970-2012) الذي يسمح لعلاقات الأجلين الطويل والقصير. حيث أن هيكل (PVEC) مناسب لنمذجة المتغيرات الداخلية. وان علاقة التوازن للمدى الطويل يتم الحصول عليها من إضافة البواقي المتباطئة على وفق (FMOLS) للمعادلات المنفردة وبقدر عدد علاقات تناظر التكامل. أما معادلة تصحيح الخطأ وبالصيغتين (MG) و (PMG) فقد تم عرضها في الجدول رقم (3).

الجدول رقم (3)

تقدير تناظر التكامل للناتج المحلي الإجمالي بدلالة (الاستهلاك

الإجمالي والرصيد الرأسمالي، والصادرات، والاستيرادات) ونموذج تصحيح الخطأ

نموذج المتغير		وسط المجموعة (MG)		وسط المجموعة المدمجة (PMG)	
		قيمة المعلمة	احصائية (t)	قيمة المعلمة	احصائية (t)
معادلة تناظر التكامل لمتغيرات الدراسة					
Ln CONS	0.569201	41.23189***	0.550805	17.64630***	
LnFC	0.180425	12.48089***	0.293066	9.912302***	
Ln EX	0.612769	39.19376***	0.545091	25.03652***	
Ln IM	-0.351815	-12.23340***	-0.397392	-8.656590***	
نموذج تصحيح الخطأ					
EC _{it-1}	0.191246	**2.057617	0.009732	0.113313	
تقديرات الأجل القصير					
$\Delta \text{Ln GDP}_{it-1}$	-0.060996	-0.433187	0.076868	0.568735	
$\Delta \text{Ln CONS}_{it-1}$	0.074361	0.972232	0.052079	0.673329	
$\Delta \text{Ln FC}_{it-1}$	0.063911	1.571508	0.041391	0.991686	
$\Delta \text{Ln EX}_{it-1}$	0.098532	1.386864	0.031785	0.470697	
$\Delta \text{Ln IM}_{it-1}$	0.027680	0.430612	0.055028	0.835496	
قاطع (constant)	-0.077301	-1.379937	0.027976	0.468643	
Adj. R ²	0.053419			0.038741	
S.E	0.097349			0.098101	
F	**2.256922			**2.645689	
Wald-test	($\chi^2_{(4)}$) = **11.15135			**10.91978	

***معنوي عند 1 % ، **معنوي عند 5 %

تشير نتائج التقدير بالنسبة لنموذج (MG) تكون المرونات للأجلين القصير والطويل معنوية وبمستوى (5 %) فعلى الرغم من أن المرونات قصيرة الأجل لم تثبت معنوياتها المنفردة بحسب اختبار (t) إلا أن اختبار والـ (Wald- test) يبين أن معنوية العلاقة قصيرة الأجل المشتركة، أي أن المتغيرات مجتمعة لها تأثير قصير الأجل على الناتج المحلي الإجمالي (GDP) بالنسبة لنموذج (MG) و (PMG) وان معلمة تصحيح الخطأ مهمة لتوضح سرعة التعديل للناتج وبنود الإنفاق الأخرى لتعود إلى مستوى التوازن عند حدوث أي تغير في حالة التوازن. وإشارتها السالبة المعنوية هي التي تؤكد العودة إلى التوازن بالأجل الطويل. ومع كبر قيمة المعلمة فأن استجابة المتغيرات لـ سرعة التعديل لحالة التوازن تكون كبيرة. وكما أن نموذج (PMG) لا يمثل البيانات بشكل جيد لأنه لم يتمكن من قياس العلاقة

طويلة الأجل، وعلى الرغم من أن اختبار (F) لكلا النموذجين كان معنوياً، إلا أن النموذج (MG) أفضل من النموذج (PMG)، حيث أن التغيرات المشروحة من قبل هذا النموذج كانت (53 %) أعلى من نموذج (PMG) وهي نتيجة جيدة لمثل هذه النماذج التي يتم فيها فقدان عدد كبير من درجات الحرية. وعلى ضوء نتائج التقدير في الجدول رقم (4)، يتبين أن الطريقة الأفضل لتقدير النموذج الساكن للبيانات اللوحية هي طريقة الأثر العشوائي فقد تم رفض فرضية العدم: تجانس قواطع الدول (δ_i)، بمعنى أن نموذج (Pooled) لا

الجدول رقم (4)

تقدير النموذج الساكن للبيانات اللوحية

طريقة التقدير (methods of estimation)			المتغيرات التفسيرية
random effects	fixed effects	Pooled (OLS)	
0.676592 (31.42348)***	0.703712 (29.65165)***	0.654214 (49.26102)***	Interpret
0.546162 (29.62568)***	0.489461 (15.19028)***	0.594126 (42.12788)***	Ln (CONS)
0.267428 (15.22370)***	0.271309 (8.017805)***	0.278383 (20.04011)***	Ln (FC)
0.548692 (40.59199)***	0.540971 (12.64536)***	0.574755 (42.93813)***	Ln (EX)
-0.375993 (-14.01588)***	-0.358237 (9.289504-)***	-0.451054 (-24.64515)***	Ln (IM)
$X^2_{(4)}=5.707260$ (0.2221)			Hausman-test
-	$F_{(5,206)}= 12.766304$ ***		(C.S.E) test (δ_i)
-	$F_{(42,206)}= 1.002534$		(T.E) test (ε_{it})
0.040123	-	-	$var(\delta_i)$
0.071192	-	-	$var(\varepsilon_{it})$
-	344.7378	294.0601	Log likelihood
0.987583	0.995860	0.995007	Adjusted R ²
5110.905***	1213.211***	12805.33***	F-statistic
0.739297	0.628847	0.696841	D.W
0.071432	0.071177	0.078166	S.E
258	258	258	NO. of Obs

***معنوي عند 1 %، احصاءة (t) بين الاقواس، (C.S.E) test: cross-section effects test، (T.E) test:

time effects test

يمكن استخدامه في تمثيل البيانات وهي نتيجة مشابهة لما توصل إليه التحليل الديناميكي. أما نتيجة اختبار (Hausman) الذي استخدم للمقارنة بين نموذجي الأثر الثابت والأثر العشوائي فتشير إلى عدم رفض فرضية العدم بمعنى أن (نموذج الأثر العشوائي هو النموذج المناسب) وهذا ما تؤكد عدم معنوية (F-test) لأثر الزمن. وعلى ضوء نتائج تقدير نموذج الأثر العشوائي، نجد أن كلاً من الاستهلاك الكلي والتكوين الرأسمالي والصادرات والاستيرادات، تمثل محددات رئيسة للنتائج المحلي الإجمالي لدول مجلس التعاون الخليجي، حيث نلاحظ معنوية مرونة هذه المتغيرات. كما أن الأهمية النسبية للنموذج معنوية وبدرجة كبيرة. وبين الجدول رقم (5) أن مرونة الأجل الطويل لكل من الاستهلاك الكلي والصادرات والاستيرادات للنموذج الديناميكي أكبر من المرونة النموذج الساكن ولكن مرونة التكوين الرأسمالي لنموذج الساكن أعلى من مرونة النموذج الديناميكي .

الجدول رقم (5)

المقارنة بين مرونة الأجل الطويل للنموذج الساكن والنموذج العشوائي

Dynamic analysis	Fixed analysis	النموذج المتغير
0.569201	0.546162	Ln CONS
0.180425	0.267428	Ln FC
0.612769	0.548692	Ln EX
-0.351815	-0.375993	Ln IM

الاستنتاجات :

أن هدف البحث هو استعراض المنهج الجديد لنموذج متجه الارتباط الذاتي للبيانات اللوحية، ومن ثم استخدامه لدراسة الترابط بين التقلبات في الناتج وبين المتغيرات الاقتصادية الكلية التي تمثل بنود الإنفاق لدول مجلس التعاون الخليجي للمدة (1970-2012). في إطار البيانات اللوحية تم اختبار جذور الوحدة وأوضحت نتائجها أن المتغيرات جميعها متكاملة من الدرجة الأولى ($I(1)$) فقد استقرت عند الفرق الأول. ولقد تم استخدام اختبار (Pedroni) لاختبار تناظر التكامل، وأظهرت نتائج الاختبار بأن المتغيرات الاقتصادية الكلية لها علاقة تناظر تكاملي مما يعكس النمو الاقتصادي المستقر لهذه الدول . كما أن النتائج تدعم استجابة المتغيرات لسرعة التعديل إلى حالة التوازن، إذ أن معلمة تصحيح الخطأ معنوية بمستوى (5%) كما أن مرونة النموذج الديناميكي أعلى من مرونة النموذج الساكن ولكل المتغيرات باستثناء التكوين الرأسمالي.

قائمة المصادر

1. مروان عبد العزيز دبدوب، فرح عبد الغني يونس (2006) "تأثير القيم الشاذة على نتائج تحليل الانحدار مع التطبيق على المواليد الخدج" مجلة علوم الرافدين، المجلد (17)، العدد (1)، ص (81-26).
2. Anderson , Qian , Rasche (2006)"Analysis of Panel Vector Error Correction Model Using Maximum Likelihood the bootstrap" Federal Reserve Bank of St. Louis *Working Paper*, <http://research.stlouisfed.org/wp/2006/2006-050.pdf>
3. António Afonso and João T. Jalles (2012) "Revisiting Fiscal Sustainability Panel cointegration and Structural Breaks in OECD Countries" European Central Bank Working Paper, NO 1465, <http://www.ecb.europa.eu> or http://ssrn.com/abstract_id=2128484.
4. Aviral K. Tiwari, Mihai Mutascu (2010)" Economic Growth and FDI in Asia: A Panel Data Approach" MPRA Paper No. 28172, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/28172/>
5. Ali Jamhour (2011)" The Role of the State in Economic Development: A Case Study of the GCC Countries" PH. thesis, Department of Economics, University of Birmingham
6. Bai, J. & S. Ng (2004) "A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration" *Econometrica*, 72, pp (1127-1177).
7. Cheng-Hsiao (2003)"Analysis of panel data" 2nded, Cambridge university press, New York ,pp (5-8)
8. G. Abdoli, Y. farahani & s. datan (2015)"Electricity Consumption and Economic Growth in OPEC Countries : a Cointegration Panel Analysis" *Opec Energy review*,
9. Hossain A. Sobhen Morshed (2010) " A Panel Cointegration Analysis Of The Euro Area money demand" Master thesis, Department of Statistics, Lund University

10. Im, K. S., Pesaran, M. and Shin, Y. (2003) "Testing For Unit Root in Heterogeneous Panels" *Journal of Econometrics*, 115, pp(53-74)
11. Jorg Breitung & M. Hashem Pesaran (2005) "Unit Roots and Cointegration in Panel" *Discussion paper, series 1, Economic studies NO.24.*
12. Kao, C. (1999) "Spurious Regression And Residual-Based Test For Cointegration In Panel Data" *Journal of Econometrics*, 90, pp (1-44)
13. Karaman-Orsal (2009) "Essays on Panel Cointegration Testing" Ph. Karaman Thesis Berlin university, pp (1-2)
14. Levin, A., Lin, F. and Chu, C. J. (2002) "Unit Root Tests in Panel Data, Asymptotic and Finite – Sample Properties" *Journal of econometrics*, 108, pp (1-24)
15. Milton Barossi-Filho & Ricardo G. Silva & Eliezer M. Diniz (2005) "The Empirics of the Solow Growth Model :Long-Term Evidence" *Journal of Applied Economics*, Vol. VIII, No. 1
16. Mohsen Mehrara, Bagher Adabi Firouzjaee (2011) "Granger Causality Relationship between Export Growth and GDP Growth in Developing Countries: Panel Cointegration Approach" *International Journal of Humanities and Social Science*, Vol. 1 No. 16 pp (223-231)
17. Pedroni, P. (2004) "Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series test with an application to PPP Hypothesis" *Econometric Theory*, vol 20, pp (579-625)
18. Sharif Hossain (2013) "The Determinates of Economic growth in Africa : A Dynamic causality and panel cointegration Analysis" *Economic Analysis & Policy*, Vol. 43, No. 2,
19. Suzanne Mc Coskey, Chihwa Kao (1999) "Comparing panel data cointegration test with an Application to the "Twin Deficits" problem" *Mimeo.* (<http://web.syr.edu/~cdkao>).
20. Thomas B. & R. Carter Hill (2000) "Editors Introduction: Non Stationary Panels, Panel Cointegration & Dynamic panels" *Advances in Econometrics*:

Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, vol.15 pp (1-5)

21. Valeria Constantini, Chiara Martini (2009)" The Causality Between Energy Consumption and Economic Growth : A Multi_ Sectoral Analysis Using Non_ Stationary Cointegration Panel Data" Working Paper no.102,university of Roma ,Economic department

22- مصادر البيانات:

1. http://kushnirs.org/macroeconomics/consumption_expenditure/consumption_expenditure_kuwait.html#main
2. http://kushnirs.org/macroeconomics/consumption_expenditure/consumption_expenditure_saudi_arabia.html
3. http://kushnirs.org/macroeconomics/consumption_expenditure/consumption_expenditure_united_arab_emirates.html#main
4. http://kushnirs.org/macroeconomics/consumption_expenditure/consumption_expenditure_oman.html#main
5. http://kushnirs.org/macroeconomics/consumption_expenditure/consumption_expenditure_qatar.html
6. http://kushnirs.org/macroeconomics/consumption_expenditure/consumption_expenditure_bahrain.html
7. http://kushnirs.org/macroeconomics/export/export_kuwait.html#main
8. http://kushnirs.org/macroeconomics/export/export_saudi_arabia.html#main
9. http://kushnirs.org/macroeconomics/export/export_united_arab_emirates.html
10. http://kushnirs.org/macroeconomics/export/export_oman.html
11. http://kushnirs.org/macroeconomics/export/export_qatar.html
12. http://kushnirs.org/macroeconomics/export/export_bahrain.html
13. http://kushnirs.org/macroeconomics/gdp/gdp_kuwait.html

14. http://kushnirs.org/macroeconomics/gdp/gdp_saudi_arabia.html
15. http://kushnirs.org/macroeconomics/gdp/gdp_united_arab_emirates.html
16. http://kushnirs.org/macroeconomics/gdp/gdp_oman.html
17. -http://kushnirs.org/macroeconomics/gdp/gdp_qatar.html
18. -http://kushnirs.org/macroeconomics/gdp/gdp_bahrain.html
19. http://kushnirs.org/macroeconomics/import/import_kuwait.html
20. http://kushnirs.org/macroeconomics/import/import_saudi_arabia.html#main
21. http://kushnirs.org/macroeconomics/import/import_united_arab_emirates.html
22. http://kushnirs.org/macroeconomics/import/import_oman.html
23. -http://kushnirs.org/macroeconomics/import/import_qatar.html
24. -http://kushnirs.org/macroeconomics/import/import_bahrain.html
25. http://kushnirs.org/macroeconomics/capital_formation/capital_formation_kuwait.html
26. http://kushnirs.org/macroeconomics/capital_formation/capital_formation_united_arab_emirates.html
27. http://kushnirs.org/macroeconomics/capital_formation/capital_formation_oman.htmlhttp://kushnirs.org/macroeconomics/capital_formation/capital_formation_qatar.html
28. http://kushnirs.org/macroeconomics/capital_formation/capital_formation_bahrain.html

Approach Analysis of (VAR) and (VEC) for Panel Data with Case Study: National Accounts of the GCC (1970–2012)

Prof. Dr. Zahra Hasan al Tameemi

Faculty of Administration & Economic

University of Basrah

Khadeeja Adnan Hameed

Central Bank of Iraq

Basrah

Abstract :

The research aims to represent analytical approach using vector autocorrelation of the panel data and apply it to an appropriate model to demonstrate the relationship between gross domestic product (GDP) and the macroeconomic variables (total consumption (CON), investment spending (INV)- exports (EX) - import (IM)) of selected Arab countries (Kuwait, Qatar, Saudi Arabia, Oman, Bahrain & Emirates) , to test the existence of long run Cointegration relation among these series . In this research the stability of variables has been studies using the unit root tests for panel data (panel unit root) were traditional methods is adopted regardless of the interdependence between the units cross sections (countries). Also used IPS test which is studying the interrelationship between the various units (cross-section dependency). These tests have reached a lack of stability of each of (GDP, CONS, FC, EX, IM) at level ,but integrated of order one, and then co-integration test is used, the adoption of residuals-based style showed only one Cointegration relation exist . Then error correction model were estimated by using Fully Modified Least Squares (FMOLS) proposed by (Pedroni) .The static analysis is used as well after applying (Hausman test) to test the random effect and to determine whether the appropriate model is the Random Effect model or Fixed Effect Model .Finally the short term and long term elasticities have been studied statistically and dynamically.

Key word : VAR, VEC, Panel Data, LLC, IPS, FMOLS, Hausman Test, Random Effect, Fixed Effect.