مجلة جامعة تشرين – سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية

**اسم المقال:** اختبارات جذر الوحدة لبيانات البانل (اختبارات الجيل الأول) تطبيق على عينة من الدول النامية
**اسم الكاتب:** د. أيمن العشعوش
**رابط ثابت:** https://political-encyclopedia.org/index.php/library/5026
**تاريخ الاسترداد:** 2026/11/03 21:52 +03

الموسوعة السياسيّة هي مبادرة أكاديمية غير هادفة للربح، تساعد الباحثين والطلاب على الوصول واستخدام وبناء مجموعات أوسع من المحتوى العلمي العربي في مجال علم السياسة واستخدامها في الأرشيف الرقمي الموثوق به لإغناء المحتوى العربي على الإنترنت.
لمزيد من المعلومات حول الموسوعة السياسيّة – Encyclopedia Political، يرجى التواصل على info@political-encyclopedia.org

استخدامكم لأرشيف مكتبة الموسوعة السياسيّة – Encyclopedia Political يعني موافقتك على شروط وأحكام الاستخدام المتاحة على الموقع https://political-encyclopedia.org/terms-of-use

تم الحصول على هذا المقال من موقع مجلة جامعة تشرين – سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية – ورفده في مكتبة الموسوعة السياسيّة مستوفياً شروط حقوق الملكية الفكريّة ومتطلبات رخصة المشاع الإبداعي التي ينضوي المقال تحتها.

مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (39) العدد (5) 2017
Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (39) No. (5) 2017

# Unit Root Tests For Panel Data (First Generation Tests) Application To A Sample Of Developing Countries

**Dr. Ayman Achouch***

**(Received 2 / 7 / 2017. Accepted 26 / 10 / 2017)**

## □ ABSTRACT □

This research aims to study the stationarity of panel data using the first-generation tests, including Levin Lin (LL), Im, Pesaram and Shin (IPS) and Wu and Maddala (WM). These tests are characterized by the presence of both sectional and temporal information content, leading to more accurate results with respect to stationarity. The first-generation tests are based on the assumption of independence between the sectional units (companies, states, etc.).

To illustrate the mechanism of using the first generation tests, annual data for the period 2000 to 2011 were used for a group of 7 developing countries: Algeria, Tunisia, Morocco, Egypt, Mauritania, Iran and Syria. The data relate to a set of explanatory variables for economic growth. The results were very similar in terms of the presence or absence of the unit root. The parameters of the estimated fixed model corresponded to the economic theory. The results indicated a positive relationship between the growth rate of per capita real GDP and the investment variable as a percentage of GDP and Enrolled in secondary education and the index of openness to world trade, while the correlation between the dependent variable and the current government spending rate was reversed.

**keywords:** Panel data, stationarity, Unit root, tests of the first generation.

***Associate Professor-Department Of Statistics And Programming- Faculty Of Economic- Tishreen University- Lattakia- Syria.**

مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (39) العدد (5) 2017
Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (39) No. (5) 2017

# اختبارات جذر الوحدة لبيانات البانل (اختبارات الجيل الأول) تطبيق على عينة من الدول النامية

**الدكتور أيمن العشعوش***

**(تاريخ الإيداع 2 / 7 / 2017. قُبِل للنشر في 26 / 10 / 2017)**

## □ ملخّص □

يهدف هذا البحث إلى دراسة استقرارية بيانات البانل باستخدام اختبارات الجيل الأول، التي تشمل اختبار Levin Lin (LL) ، اختبار Im, Pesaram and Shin (IPS) واختبار Wu and Maddala (WM). تمتاز هذه الاختبارات بتطبيقها على بيانات ذات محتوى معلوماتي مقطعي وزمني معاً، للحصول على نتائج أكثر دقة فيما يتعلق بالاستقرارية. تستند اختبارات الجيل الأول على فرضية الاستقلالية بين الوحدات المقطعية (شركات أو دول أو غير ذلك).

ولتوضيح آلية استخدام اختبارات الجيل الأول لجذر الوحدة لبيانات البانل، تم استخدام بيانات سنوية للفترة من عام 2000 إلى 2011 لمجموعة مكونة من 7 دول نامية هي: الجزائر، تونس، المغرب، مصر، موريتانيا، إيران وسورية. تتعلق البيانات بمجموعة من المتغيرات التفسيرية للنمو الاقتصادي. كانت النتائج متقاربة جداً من ناحية وجود أو عدم وجود جذر الوحدة، وقد توافقت معلمات نموذج التأثيرات الثابتة مع النظرية الاقتصادية، حيث أشارت النتائج إلى وجود علاقة موجبة بين معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وكل من متغير الاستثمار كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي ومتغير معدل عدد المسجلين في التعليم الثانوي ومؤشر الانفتاح للتجارة العالمية، بينما كانت العلاقة عكسية بين المتغير التابع ومعدل الإنفاق الحكومي الجاري.

**الكلمات المفتاحية:** بيانات البانل، الاستقرارية، جذر الوحدة، اختبارات الجيل الأول.

* أستاذ مساعد – قسم الإحصاء والبرمجة – كلية الاقتصاد – جامعة تشرين – اللاذقية – سورية.

## مقدمة:

أصبحت دراسة السلاسل الزمنية غير المستقرة مطلباً مهماً بل وضرورياً في التطبيقات الاقتصادية القياسية، وعلى الرغم من كثرة الدراسات حول ظاهرة عدم استقرارية السلاسل الزمنية، فإن تحليل بيانات السلاسل الزمنية المقطعية (بيانات البانل) غير المستقرة لم تتم معالجته إلا منذ فترة ليست طويلة تعود إلى أعمال Levin et lin عام (1992).

سنحاول من خلال هذه الدراسة تسليط الضوء على بعض من اختبارات جذر الوحدة المستخدمة في بيانات البانل. هذه الاختبارات تتدرج ضمن جيلين، تستند اختبارات الجيل الأول على فرضية الاستقلالية بين الوحدات المقطعية (شركات أو دول أو غير ذلك)، أما اختبارات الجيل الثاني فقد استغنت عن فرضية الاستقلالية، وبالتالي سمحت بوجود ارتباط بين المقاطع الفردية، مما أدى إلى نسف للآلية المستخدمة سابقاً في اختبارات الجيل الأول وسمح بإمكانية استثمار الحركات المشتركة بين الوحدات المقطعية من أجل تعريف إحصائيات اختبار جديدة.

**مشكلة البحث:**

إن إضافة البعد الفردي إلى البعد الزمني المستخدم أصلاً في السلاسل الزمنية يمثل فائدة كبيرة في تحليل السلاسل الزمنية غير المستقرة. فكما هو معلوم فإن اختبارات جذر الوحدة لبيانات البانل أكثر قوة من مثيلاتها المستخدمة في بيانات السلاسل الزمنية الفردية. السبب في ذلك يعود لتأثر إحصائيات الاختبار المستخدمة بعدد المشاهدات الذي غالباً ما يكون محدوداً. لذلك يلجا الباحثون عادة إلى زيادة عدد المشاهدات الزمنية، إلا أن ذلك لا يكون دائماً ممكناً بسبب محدودية البيانات المتوفرة، و في حال توفره فإننا نكون أمام مشكلة من نوع آخر تتمثل في ما يسمى بالإنقطاعات الهيكلية، مما يعني احتمال عدم صلاحية النموذج المقدر للاستخدام على كامل السلسلة الزمنية المدروسة. من هنا يبرز دور بيانات البانل، حيث يمكننا في هذه الحالة زيادة عدد المشاهدات الكلي (وليس الزمني) من خلال إدخال بعض المقاطع الفردية التي يمكن أن تكون مجموعة دول أو شركات أو ما شابه ذلك. ومن الطبيعي في هذه الحالة الاعتقاد في أن الخصائص طويلة الآجل للسلاسل المقطعية وكذلك الخصائص المتعلقة بدراسة الإستقرارية ستكون خاضعة ومتأثرة بمجموعة المقاطع الفردية. إن وجود جذر الوحدة في البيانات المستخدمة يمكن أن يكون له نتائج سلبية على المستوى الإحصائي تتمثل بالخصائص التقاربية العامة للمقدرات وكذلك باحتمال اعتبار الانحدار المستخدم بين متغيرات النموذج انحداراً زائفاً. يمكننا تلخيص مشكلة البحث بالسؤال الآتي: هل يمكننا الاستمرار باستخدام اختبارات جذر الوحدة التقليدية، وما مدى ملائمتها لبيانات البانل، أم يجب علينا الاستعانة باختبارات تأخذ بعين الاعتبار البعدين الفردي والزمني للبيانات؟

## أهمية البحث وأهدافه:

تكمن أهمية هذا البحث في أن التقدير باستخدام بيانات البانل له مزايا مهمة ويعطي نتائج أكثر دقة في حال كانت البيانات قد أُختبرت وثبت استقرارها. فهذه البيانات تأخذ بعين الاعتبار المعلومات ذات البعد الزمني في السلسلة المدروسة وكذلك البعد المقطعي في الوحدات المقطعية المختلفة، هذا ما جعل دراستها التطبيقية أكثر فعالية ونشاط في الاقتصاد القياسي، وبالتالي يمكن إيجاز أهمية استخدامها في النقاط الآتية: (Blatagi, 2010, p.3-6)

- التحكم في عدم التجانس الذي قد يظهر بين الوحدات المقطعية، أي أنها تأخذ بعين الاعتبار تأثير الخصائص غير المشاهدة للوحدات المقطعية على سلوكية المتغير التابع.

- إن استخدام بيانات البانل المستقرة يتيح لنا التخفيف من مسالة الترابط الخطي Multicollinearity مقارنة ببيانات السلاسل الزمنية.
- تعطي بيانات البانل كفاءة أفضل وزيادة في درجات الحرية ومحتوى معلوماتي أكثر مقارنة بالبيانات المقطعية أو الزمنية وهذا ما يؤثر ايجابياً على دقة المقدرات.

## منهجية البحث:

للوصول إلى الأهداف المطلوبة، تم تقسيم البحث إلى قسمين:

القسم النظري الذي اعتمد على الأسلوب المرجعي حيث تم الاطلاع على أهم ما ورد في الكتب والدوريات المتخصصة بالاقتصاد القياسي لبيانات البانل.

القسم التطبيقي الذي من خلاله سنعمل على استثمار ما ورد في الجانب النظري على بيانات واقعية تتعلق ببعض المتغيرات المفسرة للنمو الاقتصادي في عينة من الدول النامية تشمل كل من الجزائر، تونس، المغرب، مصر، موريتانيا، إيران وسورية.

## النتائج والمناقشة:

### 1-الجانب النظري:

سنستعرض من خلال هذه الفقرة عدة عناوين تشمل تعريفاً مبسطاً لبيانات البانل، النماذج الأساسية لتلك البيانات وأهم اختبارات الجيل الأول لجذر الوحدة.

**تعريف بيانات البانل:**

تعرف بيانات السلاسل الزمنية المقطعية أو بيانات البانل Panel Data بأنها مجموعة من المشاهدات التي تتكرر عند مجموعة من الأفراد في عدة فترات زمنية، بحيث أنها تجمع بين خصائص كل من البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية في نفس الوقت. فبالنسبة للبيانات المقطعية Cross-section Data فهي تصف سلوك عدد من المفردات أو الوحدات المقطعية عند فترة زمنية واحدة، بينما تصف بيانات السلاسل الزمنية سلوك مفردة واحدة خلال فترات زمنية معينة. ومن هنا تكمن أهمية استخدام بيانات البانل كونها تأخذ بعين الاعتبار بعدين، البعد المقطعي والبعد الزمني، وبالتالي تحتوي على معلومات إضافية ضرورية لتحسين دقة التقدير. فإذا كانت الفترة الزمنية نفسها لجميع الوحدات المقطعية عندئذ تسمى "بيانات بانل متوازنة " Balanced Panel Data، أما إذا اختلفت الفترة الزمنية من مقطع فردي إلى آخر نكون بصدد بيانات بانل غير متوازنة Unbalanced Panel Data.

ونشير هنا إلى استخدام البعض تسميات أخرى لبيانات البانل، نذكر منها البيانات المدمجة (المشتركة) Pooled Cross-Sectional Data والتي تشتمل على أعداد كبيرة من المفردات، كما تسمى أيضاً بيانات Longitudinal Data عندما تحتوي على سلاسل زمنية طويلة.

**نماذج الانحدار الأساسية لبيانات البانل**

نفترض أن Y هو المتغير التابع (متغير الاستجابة) و $X_1$ و $X_2$ متغيرين مستقلين، ولنفترض أنه لدينا N وحدة مقطعية و T فترة زمنية. نستخدم نموذج الانحدار الآتي:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{1it} + \beta_3 X_{2it} + u_{it}$$
$$i = 1,2,...,N \qquad (1)$$
$$t = 1,2,...,T$$

حيث يشير الدليل $i$ إلى الوحدة المقطعية والدليل $t$ إلى الفترة الزمنية. يتعلق تقدير المعادلة (1) بالافتراضات الموضوعة حول معلمات كل من الحد الثابت $\beta_1$ ومعلمتي الميل $\beta_2$و $\beta_3$ وكذلك حول حد الخطأ $u_{it}$. يمكن استعراض بعض من هذه الافتراضات:

1- افتراض ثبات معلمات الحد الثابت والميل زمنياً ومقطعياً وبالتالي فإن حد الخطأ سيمثل جميع الاختلافات الزمنية والمقطعية.

2- ثبات معلمات الميل وتغير معلمة الحد الثابت بين الوحدات المقطعية.

3- ثبات معلمات الميل وتغير معلمة الحد الثابت بين الوحدات المقطعية وعبر الزمن أيضاً.

4- عدم ثبات جميع المعلمات وتقلبها ما بين الوحدات المقطعية.

5- عدم ثبات جميع المعلمات وتقلبها ما بين الوحدات المقطعية وما بين الزمن.

سنستعرض فيا يأتي أهم النماذج المستخدمة في انحدار بيانات البانل والتي تستند بشكل أو بأخر على بعض من الافتراضات السابقة. (الجمال، 2012)

**1-نموذج الانحدار التجميعي (المشترك) The pooled regression**

نفترض في هذا النموذج ثبات جميع المعلمات زمنياً ومقطعياً، ويعتبر هذا النموذج من ابسط نماذج بيانات البانل. وتكون صيغة النموذج (1) كما يلي:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{1it} + \beta_3 X_{2it} + u_{it} \quad (2)$$

ولتقدير معلمات هذا النموذج نستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية، مع افتراض $E(u_{it}) = 0$ $\text{var}(u_{it}) = \sigma_u^2$ وذلك بعد أن نقوم بترتيب القيم الخاصة بكل متغير من المتغيرات المدروسة بدءاً من أول وحدة مقطعية وبحجم مشاهدات إجمالي قدره $(N.T)$.

من أهم عيوب هذا النموذج افتراض ثبات قيمة معلمة الحد الثابت لجميع المقاطع المستخدمة، ولكي نأخذ بعين الاعتبار الطبيعة الخاصة لكل وحدة مقطعية، نحتاج لاستخدام نموذج التأثيرات الثابتة.

**2-نموذج التأثيرات الثابتة The fixed effects model**

هنا نفترض أيضاً ثبات معلمات الميل ولكننا نسمح بتقلب معلمة الحد الثابت من وحدة مقطعية إلى أخرى، أي يكون الهدف هو معرفة سلوك كل وحدة مقطعية على حدة من خلال جعل معلمة الحد الثابت متفاوتة من مقطع لآخر مع بقاء معلمات الميل ثابتة لكل الوحدات المقطعية، ويأخذ شكل نموذج الانحدار الصيغة الآتية:

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{1it} + \beta_3 X_{2it} + u_{it} \quad (3)$$

حيث $E(u_{it}) = 0$ و $\text{var}(u_{it}) = \sigma_u^2$. نشير هنا إلى أن المقصود بمصطلح التأثيرات الثابتة هو أن معلمة الحد الثابت لكل وحدة من الوحدات المقطعية لا تتغير مع الزمن، وإنما يكون التغير فقط في مجاميع الوحدات المقطعية. لتقدير هذا النموذج عادة ما يتم إدراج مجموعة من المتغيرات الوهمي dummy variables عددها يساوي عدد المقاطع ناقصاً واحد واستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية. أي يصبح نموذج الانحدار (3) على النحو التالي:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{d=2}^{N} \alpha_d D_{di} + \beta_2 X_{1it} + \beta_3 X_{2it} + u_{it} \quad (4)$$

حيث $D_{di}=1$ في حال كانت المشاهدة تنتمي إلى الوحدة المقطعية و $D_{di}=0$ في الحالات الأخرى. يمثل المقدار $\alpha_1+\sum_{d=2}^{N}\alpha_d D_{di}$ التغير في المجاميع المقطعية لمعلمة القطع $\beta_{1i}$.

**3-نموذج التأثيرات العشوائية The random effects model**

على عكس نموذج التأثيرات الثابتة، يتعامل نموذج التأثيرات العشوائية مع الآثار المقطعية والزمنية على أنها معلمات عشوائية وليست ثابتة، ويقوم هذا الافتراض على أن الآثار المقطعية والزمنية هي متغيرات عشوائية مستقلة بمتوسط يساوي الصفر وتباين محدد، وتضاف كمكونات عشوائية في حد الخطأ العشوائي للنموذج. ويستند هذا النموذج في ذلك على افتراض أن العينة المستخدمة في التطبيق مسحوبة بشكل عشوائي من مجتمع كبير وبالتالي فإن معلمات انحدار النموذج تمثل المجتمع بأكمله.

فلو عدنا إلى النموذج (3)، فإننا نعد معلمة الحد الثابت $\beta_{1i}$ متغيراً عشوائياً بمتوسط قدره $\beta_1$ وبالتالي نعبر عنه على النحو الآتي:

$$\beta_{1i}=\beta_1+\varepsilon_i \qquad i=1,2,...,N \quad (5)$$

حيث تمثل $\varepsilon_i$ حد الخطأ العشوائي بمتوسط معدوم وتباين ثابت $\sigma_\varepsilon^2$.

تعني الكتابة السابقة أن الوحدات المقطعية المضمنة في العينة مسحوبة من مجتمع كبير من الوحدات المقطعية، ولهذه الوحدات متوسط قدره $\beta_1$ وأن الآثار الخاصة الفردية لكل مقطع معبر عنها بالحد $\varepsilon_i$.

بتعويض (5) في (3) نحصل على:

$$Y_{it}=\beta_1+\beta_2 X_{1it}+\beta_3 X_{2it}+\varepsilon_i+u_{it} \quad (6)$$

$$Y_{it}=\beta_1+\beta_2 X_{1it}+\beta_3 X_{2it}+\omega_{it}$$

حيث $\omega_{it}=\varepsilon_i+u_{it}$

نلاحظ من العلاقة الأخيرة أن حد الخطأ $\omega_{it}$ يتكون من مركبتين، $\varepsilon_i$ والتي تمثل مركبة الخطأ أو الآثار الفردية أو المقطعية و $u_{it}$ التي تمثل تأثير المتغيرات الأخرى المهملة والتي تتغير بين الوحدات المقطعية وفي الزمن.

والفرضيات الخاصة بهذا النموذج هي الآتية:

$$\varepsilon_i \sim N\left(0,\sigma_\varepsilon^2\right)$$

$$u_{it} \sim N\left(0,\sigma_u^2\right)$$

$$E\left(\varepsilon_i,u_{it}\right)=0 \quad E\left(\varepsilon_i,\varepsilon_j\right)=0 \quad (i\neq j)$$

$$E\left(u_{it}\,u_{is}\right)=E\left(u_{it},u_{jt}\right)=E\left(u_{it}\,u_{js}\right)=0 \quad (i\neq j,\ t\neq s)$$

تعني الفرضيات السابقة أن مركبات الخطأ غير مرتبطة فيما بينها وأنه لا وجود لارتباط ذاتي بين كل من السلاسل الزمنية وبين الوحدات المقطعية.

نشير أخيراً إلى أنه في حالة نموذج التأثيرات الثابتة يكون لكل وحدة مقطعية ثابت خاص بها، بينما في نموذج التأثيرات العشوائية فإن كل وحدة مقطعية تختلف في حدها العشوائي وبالتالي فإن الثابت $\beta_1$ يمثل القيمة المتوسطة لجميع ثوابت الوحدات المقطعية، وحد الخطأ $\varepsilon_i$ يمثل الانحراف العشوائي للثابت المقطعي عن القيمة المتوسطة.

**اختبار استقرارية بيانات البانل (اختبارات الجيل الأول)**

يعد اختبار الإستقرارية لبيانات البانل إحدى أهم مراحل بناء النموذج القياسي، ذلك أن وجود جذر الوحدة في البيانات يمكن أن يؤدي إلى نتائج سلبية فيما يتعلق بالخصائص التقاربية للمقدرات أو حتى في اعتبار النموذج المقدر

نموذجاً زائفاً. تتضمن الدراسات المتعلقة بجذر الوحدة لبيانات البانل جيلين من الاختبارات، وتستند اختبارات الجيل الأول على فرضية الاستقلالية بين الوحدات المقطعية (شركات أو دول أو غير ذلك)، أما اختبارات الجيل الثاني فقد استغنت عن فرضية الاستقلالية، وبالتالي قلبت رأساً على عقب الآلية المستخدمة سابقاً لأنها تعد الارتباط بين الوحدات المقطعية كمعلمات، وتقترح استغلال الحركات المشتركة للوحدات المقطعية من أجل تعريف إحصائيات اختبار جديدة.

تمتاز اختبارات جذر الوحدة لبيانات البانل مقارنة باختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية بوجود محتوى معلوماتي مقطعي وزمني معاً، مما يؤدي إلى نتائج أكثر دقة فيما يتعلق بالاستقرارية، إلا أن هناك مسألة مرتبطة ببيانات البانل وأصبحت تشكل أساساً في أدبيات اختبار جذر الوحدة، وهي مسألة الارتباط بين الوحدات المقطعية، والتي على أساسها تم تقسيم اختبارات جذر الوحدة إلى جيلين كما أشرنا سابقاً. والسؤال المطروح الآن هو هل يمكن السماح بوجود الارتباط بين بواقي مختلف الوحدات المقطعية، وبناء على ذلك يتم انتقاء الاختبار المناسب من بين اختبارات الجيل الأول كما هو موضح في الجدول (1).

ونستعرض فيما يأتي بعضاً من هذه الاختبارات المطورة الخاصة بالجيل الأول والتي تعد الأكثر استخداماً بهدف الكشف عن خواص السلاسل الزمنية لمتغيرات البانل واختبار وجود جذر الوحدة أم لا، والتي تقوم على فرضية الاستقلالية بين المفردات.

**الجدول (1): اختبارات جذر الوحدة في معطيات البانل**

| اختبارات الجيل الأول: الاستقلالية بين المفردات | |
|---|---|
| 1- تحديد متجانس لجذر الانحدار الذاتي | اختبار Levin and lin (1992-1993) |
| | اختبار Levin, Lin and Cho (2002) |
| | اختبار Hanis and Tzavalis (1999) |
| 2- تحديد غير متجانس لجذر الانحدار الذاتي | اختبار Im, Pesaram and Shin (1997, 2002, 2003) |
| | اختبار Wu and Maddala (1999) |
| | اختبار Choi (1999,2001) |
| | اختبار Hadri (2000) |
| 3- اختبار تسلسلي | اختبار Henin, Jolivaldt and Nguyen (2001) |

**المصدر: C. Hurlin et V. Miggnon (2005)**

**-اختبار Levin and Lin (LL)**

يعد Andrew Levin و Chien-fu Lin أول من اقترحا اختبار جذر الوحدة في بيانات البانل وذلك من خلال سلسلة أعمال قاموا بها في الأعوام 1992، 1993 و 2002، وكانت انطلاقتهم مأخوذة مباشرة من اختبارات جذر الوحدة في السلاسل الزمنية لـ Deckey Fuller (1979). نرغب باختبار فيما إذا كان $y_{it}$ يحتوي جذر الوحدة وذلك لكل وحدة مقطعية في بيانات البانل. وكما هو الحال في بيانات السلاسل الزمنية الفردية، انحدار أي وحدة قطاعية يمكن أن يشتمل على ثابت ومركبة اتجاه عام. نفترض أن لجميع الوحدات المقطعية تابع ارتباط ذاتي جزئي متماثل من الدرجة الأولى ولكن يمكن للمعلمات الأخرى في حد الخطأ أن تتقلب بحرية بين الوحدات المقطعية. وقد تم وضع ثلاثة نماذج لاختبار وجود جذر الوحدة: Levin et al. (2002)

النموذج 1: $\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \varepsilon_{it}$

النموذج 2: $\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho y_{it-1} + \varepsilon_{it}$

النموذج 3: $\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \rho y_{it-1} + \varepsilon_{it}$

حيث $i = 1,2,...,N \qquad -2 < \rho \le 0 \qquad t = 1,2,...,T$

كما أن حدود الخطأ $\varepsilon_{it}$ موزعة بشكل مستقل بين الوحدات المقطعية وتتبع سياقاً عشوائياً مستقراً من النوع ARMA.

هنا نشير إلى أن النماذج الثلاثة تفترض استقلالية حدود الخطأ وهي فرضية مقبولة في كل اختبارات جذر الوحدة الخاصة بالجيل الأول من الاختبارات. وهناك ملاحظة أخرى تتعلق بعدم تجانس السلاسل المولدة للمعطيات، وفي هذه الحالة يفترض الاقتصاديان Levin و Lin تجانس جذر الانحدار الذاتي $\left(\rho_i = \rho_j = \rho,\ \forall i, j\right)$، وبالتالي، عندما يكون هناك جذر الوحدة في حركية المتغير y، فإنه إما أن نقبل فرضية جذر الوحدة لمجموع وحدات البانل المقطعية أو أن نرفض جذر الوحدة لمجموع وحدات البانل، وهنا محدودية هذا الاختبار.

انطلاقاً من النماذج الثلاثة للاقتصاديين Levin و Lin فقد اقترحا اختبار الفرضيات الآتية:

النموذج 1: $H_0 : \rho = 0 \qquad H_1 : \rho < 0$

النموذج 2:
$$H_0 : \rho = 0 \qquad \alpha_i = 0, \forall i = 1,2,...,N$$
$$H_1 : \rho < 0 \qquad \alpha_i \in R, \forall i = 1,2,...,N$$

النموذج 3:
$$H_0 : \rho = 0 \qquad \beta_i = 0, \forall i = 1,2,...,N$$
$$H_1 : \rho < 0 \qquad \beta_i \in R, \forall i = 1,2,...,N$$

ونشير هنا إلى أن فرضية العدم في النموذجين الثاني والثالث هي فرضيات مترافقة، بمعنى أن فرضية العدم في النموذج الثاني هي فرضية جذر الوحدة لكل وحدات البانل المقطعية $\left(\rho_i = \rho_j = \rho,\ \forall i, j\right)$ مترافقة مع فرضية غياب الأثر الفردي (المقطعي)، وبالتحديد انعدام كل الحدود الثابتة الفردية $\left(\alpha_i = 0\right)$، أما في النموذج الثالث فإن فرضية العدم تقتضي باختبار فرضية جذر الوحدة مع فرضية غياب مركبة الاتجاه العام من أجل كل وحدات البانل المقطعية $\left(\beta_i = 0\right)$.

لتبسيط إجراءات الاختبار، تم استخدم الترميز $d_{mt}$ للإشارة إلى شعاع المتغيرات الجبرية المحددة والترميز $\alpha_m$ للإشارة إلى شعاع المعلمات الموافق للنموذج المستخدم، حيث $m = 1,2,3$. و بالتالي فإن $d_{1t} = \phi$ (مجموعة خالية) و $d_{2t} = \{1\}$ و $d_{3t} = \{1, t\}$.

بناء على ما سبق فإننا ننطلق من النموذج الآتي الذي يلخص النماذج الثلاثة:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad : m = 1,2,3 \ (7)$$

ولكون درجة التباطؤ $P_i$ مجهولة، فقد اقترح Levin et al. طريقة مكونة من ثلاث مراحل لإجراء الاختبار.

**المرحلة 1: إجراء انحدار ADF والحصول على البواقي**

نجري انحدار ADF الآتي لكل وحدة مقطعية *i*:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad m = 1,2,3 \ (8)$$

يمكن في الانحدار السابق السماح لدرجة التباطؤ العظمى $P_i$ أن تختلف من وحدة مقطعية إلى أخرى. ولتحديد درجة التباطؤ العظمى ينصح باستخدام الطريقة المقترحة من قبل Hall(1990) و التي تقضي باختيار أعلى قيمة

لدرجة التباطؤ $P_{\max}$ واستخدام إحصائية الاختبار $t$ للمعلمة $\hat{\theta}_{iL}$ لتحديد فيما إذا كانت القيمة الأصغر من القيمة العظمى معنوية أم لا. بعد تحديد درجة التباطؤ المثلى في النموذج (8)، نجري انحدارين ثانويين لتوليد البواقي. انحدار كل من $\Delta y_{it}$ و $y_{it-1}$ على $\Delta y_{it-L}$ $(L=1,...,p_i)$ وعلى المتغيرات الجبرية المناسبة $d_{mt}$ ومن ثم نخزن البواقي $\hat{e}_{it}$ و $\hat{\upsilon}_{it-1}$ الناتجة من الانحدارين. أي نقوم بالآتي:

$$\hat{e}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{\pi}_{iL} \Delta y_{it-L} + \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (9)$$

و

$$\hat{\upsilon}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{\pi}_{iL} \Delta y_{it-L} + \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (10)$$

وللأخذ بعين الاعتبار عدم التجانس بين الوحدات المقطعية، نقوم بمعايرة البواقي السابقة من خلال قسمتها على الانحراف المعياري لحد الخطأ في النموذج (7)، أي:

$$\tilde{\hat{e}}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}}, \qquad \tilde{\hat{\upsilon}}_{it-1} = \frac{\hat{\upsilon}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}} \quad (11)$$

يمكننا أيضاً الحصول على الانحراف المعياري لحد الخطأ $\hat{\sigma}_{\sigma_i}$ من خلال انحدار $\hat{e}_{it}$ على $\hat{\upsilon}_{it-1}$ واستخدام العلاقة الآتية:

$$\hat{\sigma}^2_{\varepsilon_i} = \frac{1}{T - p_i - 1} \sum_{t=p_i+2}^{T} \left(\hat{e}_{it} - \hat{\rho}_i \hat{\upsilon}_{it-1}\right)^2 \quad (12)$$

**المرحلة 2: تقدير نسب التباين للوحدات المقطعية**

وفق فرضية العدم لجذر الوحدة، فإن التباين للنموذج 1 يمكن تقديره باستخدام الصيغة الآتية:

$$\hat{\sigma}^2_{y_i} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^{T} \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\overline{K}} w_{\overline{K}l} \left[ \frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^{T} \Delta y_{it} \Delta y_{it-L} \right] (13)$$

أما بالنسبة للنموذج 2 فيكفي استبدال $\Delta y_{it}$ في العلاقة (13) بـ $\Delta y_{it} - \overline{\Delta y}_{it}$، حيث $\overline{\Delta y}_{it}$ القيمة المتوسطة لـ $\Delta y_{it}$ للوحدة المقطعية i. وفي حال تضمين البيانات مركبة اتجاه عام (النموذج 3)، فإنه يجب حذف مركبة الاتجاه قبل تقدير التباين. أما $w_{\overline{K}L}$ فيمكن حسابها من خلال العلاقة الآتية:

$$w_{\overline{K}L} = 1 - \frac{L}{\overline{K}+1}$$

يمكننا الآن ومن أجل كل وحدة مقطعية، تعريف نسبة الانحراف المعياري طويل الآجل الى الانحراف المعياري للبواقي، أي:

$$s_i = \frac{\sigma_{y_i}}{\sigma_{\varepsilon_i}}$$

والتي يمكن تقديرها بـ $\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{y_i} / \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}$. وليكن لدينا نسبة الانحراف المعياري المتوسط:

$$S_N = \frac{\sum_{i=1}^{N} s_i}{N}$$

وتقديرها $\hat{S}_N = \sum_{i=1}^{N} \hat{s}_i \Big/ N$ . هذا الأخير سيستخدم لتصحيح إحصائية الاختبار التي سنراها في المرحلة 3.

**المرحلة 3: حساب إحصائية اختبار Levin Lin (LL)**

نجري الانحدار المشترك الآتي على جميع المشاهدات الزمنية للوحدات المقطعية لتقدير:

$$\tilde{e}_{it} = \rho \tilde{v}_{it-1} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

وفي هذه الحالة يكون عدد المشاهدات مساوياً إلى $N\tilde{T}$، حيث $\tilde{T} = T - \bar{p} - 1$ وتمثل العدد المتوسط للمشاهدات لكل وحدة مقطعية، و $\bar{p} = 1/N \sum_{i=1}^{N} p_i$ تمثل درجة التباطؤ المتوسطة للوحدة المقطعية. لاختبار الفرضية $H_0 : \rho = 0$ نستخدم إحصائية الاختبار الآتية:

$$t_\rho = \frac{\hat{\rho}}{\sigma_{\hat{\rho}}}$$

حيث: $\hat{\rho} = \dfrac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2+p_i}^{T} \tilde{v}_{it-1} \tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2+p_i}^{T} \tilde{v}_{it-1}^2}$ و $\sigma_{\hat{\rho}} = \hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}} \left[ \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2+p_i}^{T} \tilde{v}_{it-1}^2 \right]^{-1/2}$

و $$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}} = \left[ \frac{1}{N\tilde{T}} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2+p_i}^{T} \left( \tilde{e}_{it} - \hat{\rho} \tilde{v}_{it-1}^2 \right) \right]$$

في حالة النموذج 1 (دون ثابت) اثبت كل من Levin و Lin أن إحصائية الاختبار $t_\rho$ تمتلك توزيع تقاربي طبيعي معياري تحت فرضية جذر الوحدة، أما في حالة النموذجين 2 و3 فتكون المركبة الجبرية غير معدومة، فإن إحصائية الاختبار تتباعد نحو اللانهاية، ولذلك كان من الضروري لهذين النموذجين بناء إحصائية مصححة تسمح بالحصول على توزيع طبيعي معياري. هذه الإحصائية المصححة هي الآتية:

$$t_\rho^* = \frac{t_\rho - N\tilde{T}\, \hat{S}_N \hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2} \sigma_{\hat{\rho}}\, \mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*}$$

حيث $\mu_{m\tilde{T}}^*$ و $\sigma_{m\tilde{T}}^*$ تمثلان المتوسط المعدل والانحراف المعياري المعدل وهاتان القيمتان تختلفان من نموذج إلى آخر وقيمتهما معطاة من قبل Levin و Lin بجدول مخصص لهذا الغرض.

**-اختبار (IPS) Im, Pesaram and Shin (2003)**

كما سبق وذكرنا فإن أحد المحددات الأساسية لاستخدام اختبار Levin–Lin يكمن في فرضية تجانس جذر الانحدار الذاتي مقابل الفرضية البديلة والتي تقضي بوجود معلمة انحدار ذاتي مشترك $\rho_i$ لجميع الوحدات المقطعية. بعد ذلك جاءت الأعمال المشتركة لـ Im, Pesaram and Shin في السنوات 1997، 2002 و2003 والتي سمحت بمعالجة هذه الفرضية. يندرج الاختبار IPS ضمن نماذج الجيل الأول بحيث يعد هؤلاء أول من قاموا بتطوير اختبار التجانس مقابل الفرضية البديلة عن اختلاف جذر الانحدار الذاتي $\rho_i \neq \rho_j$ حيث $i \neq j$.

والنموذج العام المعتمد لهذا الاختبار هو النموذج 2 الخاص باختبار LL، وهو يفترض وجود آثار مقطعية فردية وبدون مركبة اتجاه عام، كما يفترض عدم وجود ارتباط ذاتي تسلسلي بين بواقي هذا النموذج:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i\, y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

حيث: $\varepsilon_{it} \sim NID\left(0, \sigma_i^2\right)$ أي أن البواقي موزعة بشكل متماثل وخاضعة للتوزيع الطبيعي بمتوسط معدوم وتباين $\sigma_i^2$

و الأثر الفردي معبر عنه كالآتي:

$$\alpha_i = -\rho_i \gamma_i$$

يعد اختبار IPS مشابهاً لاختبار LL، حيث يختبر فرضيتين مترافقتين، فرضية جذر الوحدة $(\rho_i = 0)$ وفرضية انعدام الآثار الفردية المقطعية $(\alpha_i = 0)$، أي:

$$H_0 : \rho_i = 0, \quad \forall i = 1,2,...,N$$
$$H_1 : \rho_i < 0, \quad \forall i = 1,2,...,N_1$$
$$\rho_i = 0, \quad \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2,...,N$$

نلاحظ هنا أن الفرضية البديلة تعد أكثر عمومية من الفرضية البديلة الخاصة باختبار LL، حيث تسمح لـ $(\rho_i)$ بأن تكون مختلفة لبعض الوحدات المقطعية، فهي أصغر من الصفر أي مستقرة للوحدات من 1 إلى $(N_1)$ ومساوية للصفر أي غير مستقرة للوحدات من $(N_1 + 1)$ إلى $(N)$.

وكما هي الفرضية السائدة في اختبارات الجيل الأول، فإن البواقي مستقلة فيما بينها في البعد الفردي ويسمح نموذج IPS بوجود ارتباط ذاتي للبواقي برتب مختلفة من أجل كل فرد في معطيات البانل.

لإجراء هذا الاختبار اقترح IPS استخدام متوسط الإحصائيات الفردية ADF المعرفة وفق الآتي:

$$t-bar_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT}(p_i, \rho_i)$$

حيث $t_{iT}(p_i, \rho_i)$ تتعلق بإحصائية $t-studnt$ الفردية الخاصة باختبار فرضية العدم $H_0 : \rho_i = 0$ في النموذج:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i\, y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij}\, \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

وانطلاقاً من N إحصائية فردية معرفة بالرمز $t_{iT}(p_i, \rho_i)$، يمكن بناء الإحصائية الموحدة $Z_{tbar}(p, \rho)$ في حالة T و N كبيرة كفاية على النحو الآتي:

$$Z_{tbar}(p, \rho) = \frac{\sqrt{N}\{t-bar_{NT} - E(\eta)\}}{\sqrt{Var(\eta)}}$$

حيث $E(\eta)$ و $Var(\eta)$ تتعلقان بتوقع وتباين التوزيع التقاربي لإحصائية ADF في النموذج المحتوي على ثابت وعندما تكون T كبيرة كفاية. الإحصائية $Z_{tbar}(p, \rho)$ متقاربة نحو قانون التوزيع الطبيعي $N(0,1)$.

**-اختبار Wu and Maddala(1999) (WM)**

يشبه هذا الاختبار اختبار Fisher وقد تم توضيحه بشكل عام من قبل Wu and Maddala، أو اختصارا اختبار WM ويعتمد على توفيقه من مستويات المعنوية $(P-Value)$ لـ N اختبار فردي مستقل لجذر الوحدة. لتكن $p_i = F_{Ti}(G_i)$ عبارة عن الـ $(P-Value)$ المتعلقة بالإحصائية $G_i$ وهذه الأخيرة عبارة عن إحصائية اختبار لفرضية العدم لجذر الوحدة من أجل المقطع أو الفرد $i$، أما $F_{Ti}(G_i)$ فهي عبارة عن دالة الكثافة الإحصائية الفردية لـ $G_i$ بالنسبة للبعد الزمني $T_i$. وقد عرف كل من Wu and Maddala إحصائية الاختبار بالصيغة الآتية: (شهيناز، 2014)

$$P_{WM} = -2\sum_{i=1}^{N} \ln(p_i)$$

وفي ظل فرضية الاستقلالية للإحصائيات الفردية، فإن إحصائية WM تتبع توزيع كاي مربع بدرجة حرية $2N$ في حالة $T \to \infty$ وحالة N محددة، وبالتالي فإذا كانت أكبر من قيمة كاي مربع الحرجة بدرجة حرية $2N$ عند مستوى دلالة $\alpha\%$، يتم رفض فرضية العدم لجذر الوحدة بالنسبة لمجموع الوحدات المقطعية.

يعد اختبار Wu and Maddala مشابه لاختبار IPS لأنه لم يهمل الفرضية البديلة لجذر الوحدة واعتبر جذر الانحدار الذاتي غير متجانس بين الوحدات المقطعية، غير أن Choi (2001) اقترح استعمال إحصائية موحدة عندما يكون حجم العينة N كبيراً، وهي معرفة على النحو الآتي:

$$P_S = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} \left[ -2 \sum_{i=1}^{N} \ln(p_i) - 2 \right]$$

نلاحظ من العلاقة السابقة أنها تتعلق بالإحصائية المتوسطة من النوع $N^{-1}P_{WM}$ مركزة ومختصرة وإذا كانت قيم الـ $(P-Value)$ من النوع $iid$، فإن استخدام نظرية النهاية المركزية يسمح بالوصول إلى كون: $(Z_{WM} \sim N(0,1))$ وهذا وفق فرضية العدم وبشرط أن $N \to \infty$.

ونشير أخيراً إلى أنه في كل الاختبارات السابقة، لا يعني رفض فرضية العدم استقرارية السلاسل الزمنية لكل أفراد العينة وإنما يعني أنه يوجد على الأقل فرد أو مقطع واحد ليس لديه جذر الوحدة.

**مقارنة بين الاختبارات**

قام (lm, 2003) بإجراء عدة عمليات محاكاة، الهدف منها مقارنة كفاءات اختبار LL و اختبار IPS واختبار WM، وأهم النتائج التي تم التوصل إليها هي الآتية:

-في حالة غياب الارتباط الذاتي المتسلسل وبالمقارنة بين اختباري LL و IPS تبين أن اختبار LL يتجه أكثر نحو رفض فرضية العدم عندما ترتفع N، ومن جهة أخرى فإنه من أجل قيمة صغيرة لـ T يعطي اختبار $Z_{tbar}(p,\rho)$ نتائج أحسن من اختبر LL من حيث القدرة.

-في حالة وجود ارتباط ذاتي متسلسل وبصفة عامة إذا كان عدد التأخيرات في انحدار ADF مختارة بشكل صحيح فإن كفاءة اختبار $Z_{tbar}(p,\rho)$ تكون أفضل من اختبار LL.

وحسب Maddala، Wu و Levin فإن المقارنات بين اختبار LL و $Z_{tbar}(p,\rho)$ قد لا تكون واقعية بسبب اختلاف الفرضية البديلة بين الاختبارين. من جهة أخرى قام كل من Maddala و Wu عام 1999 بعمليات محاكاة من أجل مقارنة اختبارهم المسمى WM واختبار LL واختبار $Z_{tbar}(p,\rho)$، وقد توصلا إلى نتيجة مفادها أن اختبار $Z_{tbar}(p,\rho)$ واختبار WM هما فقط القابلين للمقارنة مباشرة وذلك لكون اختبار جذر الوحدة المستخدم هو اختبار ADF، وقد توصلا إلى النتائج الآتية:

-من أجل أحجام عينة متساوية بين القطاعات، وعندما يكون معامل الانحدار الذاتي قريب من الواحد، فإن اختبار $Z_{tbar}(p,\rho)$ أفضل من اختبار WM، وعندما يكون معامل الانحدار الذاتي بعيد عن القيمة 1 يكون العكس وفي جميع الحالات فإن اختباري $Z_{tbar}(p,\rho)$ و WM أفضل من اختبار LL.

-من أجل أحجام عينة غير متساوية بين الوحدات المقطعية، يكون اختبار WM أفضل من اختبار $Z_{tbar}(p,\rho)$ واختبار LL.

-

**2-الجانب التطبيقي:**

لتوضيح آلية استخدام اختبارات الجيل الأول لجذر الوحدة لبيانات البانل، سنعتمد في هذه الدراسة على مجموعة من المتغيرات المفسرة للنمو الاقتصادي في مجموعة من الدول هي: الجزائر، تونس، المغرب، مصر، موريتانيا، إيران و سورية وستكون البيانات الزمنية سنوية من العام 2000 حتى العام 2011، والسبب في عدم اعتماد بيانات للفترة بعد عام 2011 يعود لعدم توفر هذه البيانات بالنسبة لبعض المتغيرات في سورية. أما المصدر الأساسي لهذه البيانات فهو إحصاءات البنك الدولي.

**2-1- شرح مبسط للمتغيرات المستخدمة:**

-**المتغير التابع Y: معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي:** يعد هذا المتغير ممثلاً للنمو الاقتصادي و يشير إلى مقدار التغير في رفاهية الفرد ويتم الحصول عليه من خلال قسمة إجمالي الناتج المحلي الحقيقي[1] على إجمالي عدد السكان.

**المتغيرات المستقلة وتشمل:**

- **$X_1$ : نسبة الاستثمار الى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي:** يتم حسابه بقسمة إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت على إجمالي الناتج المحلي الحقيقي، وقد أكدت العديد من الدراسات، كدراسة Barro (1991) و Levy-yeyati and Sturzengger (2005) على معنوية الاستثمار وايجابية تأثيره في النمو الاقتصادي.

- **$X_2$ : نسبة الإنفاق الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي:** يتم حسابه بقسمة الإنفاق الحكومي على إجمالي الناتج المحلي الحقيقي، ووفقاً لبعض الدراسات، كدراسة William (2006) فإنه من المتوقع أن تؤثر النفقات الحكومية الجارية سلباً في النمو الاقتصادي للدول، بحيث كلما زادت هذه النفقات زادت حاجة الدول من الموارد المالية لتغطية عجز الميزانية، وهناك دراسات أخرى كدراسة Garofalo (2005) وجدت تأثيراً ايجابياً لتأثير الإنفاق الحكومي في النمو الاقتصادي باعتبار استخدام النفقات الحكومية في شراء السلع والخدمات سيعمل كمحفز للطلب.

- **$X_3$ : نسبة عدد المسجلين في التعليم الثانوي من السكان:** يعد هذا المتغير أحد متغيرات رأس المال البشري ومن المحددات الأساسية للنمو الاقتصادي في كل من نظريتي النمو الكلاسيكي والنمو الداخلي. ومن المتوقع وفقاً لبعض الدراسات كدراسة Edwards (2004) أن تكون العلاقة ايجابية بين هذا المتغير ومتغير النمو الاقتصادي.

- **$X_4$ : مؤشر الانفتاح للتجارة العالمية:** يتم حسابه بقسمة إجمالي الصادرات والواردات إلى إجمالي الناتج المحلي، وقد أشارت بعض الدراسات، كدراسة Coudert and Dubert (2005) بأن لمؤشر الانفتاح للتجارة العالمية تأثيراً ايجابياً في النمو الاقتصادي للدول النامية.

**2-2- دراسة استقرارية بيانات البانل:**

كما هو معلوم تشترط جميع الدراسات التطبيقية التي تستخدم أي نوع من المعطيات (سلاسل زمنية، مقطعية أو زمنية مقطعية) توفر خاصية إحصائية مهمة هي الإستقرارية أو السكون. فعدم توفر هذه الخاصية في المعطيات المستخدمة في عملية تقدير النماذج الانحدارية يقود إلى نتائج مضللة وزائفة أحياناً رغم الحصول على نتائج جيدة لبعض المؤشرات أو المعايير المستخدمة في تقييم مدى صلاحية النموذج. لذلك يتوجب علينا قبل استخدام أي نوع من هذه المعطيات دراسة استقرارية بيانات متغيرات النموذج المستخدمة في الدراسة. من أجل هذا الغرض سنقوم باستخدام اختبارات LLC، IPS، Fisher-ADF وتطبيقها على كل متغير من متغيرات هذه الدراسة.

[1] **إجمالي الناتج المحلي الحقيقي هو حاصل ضرب الكميات المنتجة من السلع النهائية لسنة معينة في أسعار سنة الأساس.**

وقبل عرض نتائج الإستقرارية، نعرض في الجدول (1) أهم الإحصاءات الوصفية للمتغير التابع والمتغيرات التفسيرية المستخدمة في هذه الدراسة، وهي بيانات المتغيرات Y، $X_1$، $X_2$، $X_3$ و $X_4$ المأخوذة عن أحوال سبع بلدان، هي الجزائر، تونس، المغرب، مصر، موريتانيا، إيران وسورية خلال الفترة من 2000 حتى 2011 ضمناً وبذلك يكون عدد المشاهدات 84=12*7 مشاهدة لكل متغير من المتغيرات المذكورة.

**الجدول(1): أهم الإحصاءات الوصفية المستخدمة**

| المتغير | Y | $X_1$ | $X_2$ | $X_3$ | $X_4$ |
|---|---|---|---|---|---|
| عدد المشاهدات | 84 | 84 | 84 | 84 | 84 |
| المتوسط الحسابي | 5.18 | 27.82 | 23.76 | 65.54 | 57.09 |
| الانحراف المعياري | 4.19 | 9.94 | 4.73 | 22.51 | 18.95 |
| أكبر قيمة | 26.75 | 61.46 | 38.47 | 99.90 | 101.0 |
| أدنى قيمة | −2.30 | 9.30 | 15.59 | 18.03 | 18.64 |

**المصدر: من إعداد الباحث**

ولتحديد أزواج الارتباط الممكنة بين هذه المتغيرات، وبالتالي التأكد من خلو النموذج من أهم المشاكل التي يمكن أن تحدث عند تقدير نموذج بيانات البانل، تم حساب مصفوفة الارتباط بين هذه المتغيرات (الجدول (2)).

**الجدول(2): مصفوفة الارتباط بين متغيرات النموذج**

| المتغير | Y | $X_1$ | $X_2$ | $X_3$ | $X_4$ |
|---|---|---|---|---|---|
| Y | 1 | | | | |
| $X_1$ | 0.283<br>(0.009) | 1 | | | |
| $X_2$ | −0.127<br>(0.049) | −0.176<br>(0.1091) | 1 | | |
| $X_3$ | 0.454<br>(0.000) | −0.048<br>(0.6622) | 0.057<br>(0.6013) | 1 | |
| $X_4$ | 0.498<br>(0.000) | 0.281<br>(0.0094) | 0.101<br>(0.3574) | −0.283<br>(0.0089) | 1 |

**المصدر: من إعداد الباحث**

نلاحظ من الجدول (2) السابق أن معدل نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يرتبط ايجابياً ولكن بشكل ضعيف بكل من الاستثمار كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي ومعدل نمو عدد المسجلين في التعليم الثانوي ومؤشر الانفتاح للتجارة العالمية بحيث تقدر معاملات الارتباط بين المتغير التابع وهذه المتغيرات التفسيرية بـ 0.283، 0.454 و 0.498 على الترتيب.

ونلاحظ أيضاً أن المتغير التابع يرتبط بشكل سلبي وضعيف مع معدل نمو الإنفاق الحكومي الجاري إلى الناتج المحلي الإجمالي، حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين المتغير التابع وهذا المتغير 0.127− . ونشير أخيراً لعدم

وجود مشكلة ارتباط متعدد بين المتغيرات التفسيرية، حيث بلغت أكبر قيمة مطلقة لمعامل ارتباط بين المتغيرات التفسيرية 0.283 والمتبقي أصغر من ذلك.

أما بخصوص اختبارات الإستقرارية لمتغيرات الدراسة، الجدول (3) يعرض نتائج تطبيق الاختبارات LL، **IPS**، **Fisher–ADF**.

**الجدول(3): نتائج اختبارات LLC، IPS، Fisher–ADF لمعطيات البانل**

| المتغير | نوع الاختبار | عند المستوى | عند التفاضل الأول |
|---|---|---|---|
| Y | LL | -0.308<br>(0.378) | -4.955<br>(0.000) |
| | IPS | -0.486<br>(0.313) | -3.159<br>(0.000) |
| | ADF | 14.619<br>(0.404) | 37.02<br>(0.000) |
| $X_1$ | LL | -2.084<br>(0.018) | -0.615<br>(0.269) |
| | IPS | -1.041<br>(0.148) | -0.908<br>(0.181) |
| | ADF | 17.205<br>(0.245) | 17.568<br>(0.227) |
| $X_2$ | LL | 3181.<br>(0.906) | -2.494<br>(0.006) |
| | IPS | 1.837<br>(0.966) | -1.976<br>(0.024) |
| | ADF | 10.354<br>(0.735) | 28.326<br>(0.012) |
| $X_3$ | LL | 0.789<br>(0.785) | -2.817<br>(0.002) |
| | IPS | 1.189<br>(0.882) | -1.559<br>(0.059) |
| | ADF | 11.00<br>(0.685) | 22.955<br>(0.061) |
| $X_4$ | LL | -1.384<br>(0.083) | -2.665<br>(0.003) |
| | IPS | 0.574<br>(0.717) | -1.357<br>(0.087) |
| | ADF | 7.781<br>(0.900) | 22.447<br>(0.069) |

نلاحظ من الجدول (3) السابق أن هناك تتطابقاً إلى حد بعيد بين الاختبارات الثلاثة فيما يتعلق بالنتائج المتحصل عليها بخصوص الإستقرارية، فالنتائج تشير إلى وجود جذر الوحدة عند المستوى لكل من سلسلة معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (المتغير التابع Y) ولسلسلة نسبة الإنفاق الحكومي الجاري (المتغير المستقل $X_2$) ولمتغير نسبة عدد المسجلين في التعليم الثانوي (المتغير المستقل $X_3$) ولمتغير مؤشر الانفتاح للتجارة العالمية (المتغير المستقل $X_4$)، وبالتالي فهذه المتغيرات غير مستقرة عند المستوى أي I(0). ولكن جميع هذه

المتغيرات المشار إليها مستقرة عند التفاضل الأول. أما بالنسبة لمتغير نسبة الاستثمار إلى الناتج المحلي الإجمالي أي المتغير المستقل $X_2$، فنلاحظ أن اختبار LL يعطينا رفضاً لفرضية العدم وقبول الفرضية البديلة القائلة بوجود جذر وحدة مشترك عند المستوى، أما الاختبارين الآخرين فيشيران إلى وجود جذر وحدة فردي في الوحدات المقطعية المدروسة، وعند تطبيق الاختبارات المذكورة على البيانات التفاضلية من الدرجة الثانية لهذا المتغير، نلاحظ تحقق شرط الاستقرارية، أي أن المتغير $X_2$ متكامل من الدرجة الثانية، I(2).

**2-3- دراسة علاقات التكامل المشترك لبيانات البانل:**

من خلال اختبارات الإستقرارية، وجدنا أن بعض المتغيرات غير مستقرة عند المستوى ومتكاملة من نفس الدرجة، وبالتالي هناك إمكانية أن تنمو هذه المتغيرات بنفس الاتجاه على المدى الطويل، أي أن إمكانية وجود علاقة توازن طويلة الآجل. يمكننا التحقق من ذلك من إجراء اختبار علاقات التكامل المشترك بين هذه المتغيرات باستخدام اختبار Pedroni والذي يعتمد على اختبارات جذر الوحدة للبواقي المقدرة. إن نتائج تطبيق هذا الاختبار معروضة في الجدول (4) الآتي.

**جدول (4): نتائج اختبار Pedroni للتكامل المشترك**

| داخل الوحدات Within-dimension | إحصائية الاختبار | الاحتمالية | الإحصائية المرجحة | الاحتمالية |
|---|---|---|---|---|
| إحصائية Panel-V | -1.2435 | 0.893 | -1.2811 | 0.899 |
| إحصائية Panel-RHO | 0.0172 | 0.506 | 0.2936 | 0.615 |
| بين الوحدات Between-dimension | إحصائية الاختبار | | | الاحتمالية |
| إحصائية Panel-RHO | 1.586 | | | 0.9437 |

تشير النتائج المعروضة في الجدول السابق إلى غياب علاقات التكامل المشترك بين المتغيرات المدروسة المتفاضلة من نفس الدرجة، مع الإشارة إلى أن فرضية العدم في الاختبار السابق تشير إلى عدم وجود علاقات تكامل مشترك، كما أن النتائج المعروضة في الجدول تشمل اختبار التكامل المشترك داخل الوحدات المقطعية أي داخل الدول وكذلك بين الوحدات المقطعية أي بين الدول.

**2-4- اختيار نموذج البانل المناسب:**

كما ذكرنا سابقاً، يوجد ثلاثة نماذج رئيسية من نماذج البانل وبالتالي يطرح السؤال حول النموذج الأكثر ملائمة لبيانات الدراسة الحالية. للإجابة عن هذا التساؤل نستخدم أسلوبين، الأول أسلوب الاختيار بين نموذج الانحدار التجميعي (المشترك) ونموذج لتأثيرات الثابتة وفي حال قبول نموذج التأثيرات الثابتة نستخدم الأسلوب الثاني للاختيار بين نموذج التأثيرات الثابتة و نموذج التأثيرات العشوائية.

نعرض في الجدول (5) نتائج تقدير النماذج الثلاثة على البيانات المستقرة: نموذج الانحدار التجميعي، نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية بالإضافة إلى بعض الإحصاءات الضرورية للمفاضلة بين هذه النماذج. ونلاحظ من خلال الجدول (5) انخفاض عدد المشاهدات إلى 70 وذلك بسبب درجات التباطؤ التي تم اعتمادها والمساوية إلى 4 درجات مما يترتب عليه فقدان أربع مشاهدات لكل متغير، أي 16=4*4 مشاهدة.

**جدول(5): نتائج تقدير نماذج البانل الثلاثة**

| المتغيرات التفسيرية | نموذج الانحدار المشترك | نموذج التأثيرات الثابتة | نموذج التأثيرات العشوائية |
|---|---|---|---|
| C (الثابت) | −0.226<br>(0.711) | −0.241<br>(0.709) | −0.226<br>(0.724) |
| $DDX_1$ | 0.1777<br>(0.0060) | 0.1777<br>(0.008) | 0.1777<br>(0.008) |
| $DX_2$ | −0.347<br>(0.073) | −0.343<br>(0.006) | −0.347<br>(0.092) |
| $DX_3$ | 0.59<br>(0.093) | 0.51<br>(0.058) | 0.59<br>(0.706) |
| $DX_4$ | 0.108<br>(0.148) | 0.107<br>(0.075) | 0.108<br>(0.167) |
| عدد المشاهدات | 70 | 70 | 70 |
| $DDX_1$: المتغير $X_1$ مفاضل من الدرجة الثانية، $DX_2$، $DX_3$، $DX_4$ المتغيرات المستقلة مفاضلة من الدرجة الأولى. | | | |

بعد تقدير النماذج الثلاثة ننتقل إلى استخدام أساليب الاختيار بين هذه النماذج من خلال اختبار Likelihood Ratio، كما هو موضح في الجدول (6)، الذي يتضمن نتائج اختبار F المقيد واختبار كاي مربع وتنص فرضية العدم على أن نموذج الانحدار التجميعي (المشترك) هو الأفضل.

**الجدول(6): نتائج اختبار التأثيرات الثابتة**

| اختبارات التأثيرات الثابتة | إحصائية الاختبار | درجات الحرية | القيمة الاحتمالية |
|---|---|---|---|
| Cross-section F | 5.103016 | (6,59) | 0.0002 |
| Cross-section Chi-square | 29.42121 | 6 | 0.0001 |

تشير النتائج المعروضة في الجدول السابق إلى أن نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج المناسب وذلك لكون القيمة الاحتمالية أصغر من 5% مما يدفعنا لقبول فرضية العدم. وللمفاضلة بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية، تم استخدام اختبار Hausman، وحصلنا على النتائج في الجدول(7) الذي يشير إلى رفض فرضية العدم لنموذج التأثيرات العشوائية مما يدفعنا إلى اعتماد نموذج التأثيرات الثابتة.

**الجدول(7): اختبار Hausman للتأثيرات العشوائية**

| اختبار التأثيرات العشوائية | إحصائية الاختبار | القيمة الاحتمالية |
|---|---|---|
| Cross-section random | 16.08138 | 0.016954 |

في ضوء نتائج تقدير نموذج التأثيرات الثابتة نلاحظ وجود علاقة ايجابية بين معدل نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وكل من نسبة الاستثمار من الناتج المحلي الإجمالي ونسبة عدد المسجلين في التعليم الثانوي ومؤشر الانفتاح للتجارة العالمية، بينما العلاقة عكسية بين المتغير التابع ونسبة الإنفاق الحكومي الجاري.

## الاستنتاجات والتوصيات:

### 2-5-1 الاستنتاجات:

- إن استخدام نماذج بيانات البانل أعطى ميزة إضافية للتحليل الإحصائي تتمثل بإضافة البعد الفردي إلى البعد الزمني المستخدم أصلاً في السلاسل الزمنية. وهذا ما انعكس إيجاباً على اختبارات جذر الوحدة التي أصبحت أكثر قوة من مثيلاتها المستخدمة في بيانات السلاسل الزمنية الفردية. فبدلاً من استخدام 12 مشاهدة سنوية لكل مقطع (دولة)، تم استخدام 84 مشاهدة وبالتالي انعكس ذلك على الخصائص التقاربية العامة للمقدرات.
- أظهرت نتائج الإستقرارية بواسطة اختبارات الجيل الأول نتائج متقاربة جداً من ناحية قبول أو رفض فرضية العدم، وبالتالي إمكانية اعتماد نتائج اختبار واحد أو اثنين على الأكثر.
- في الجانب الاقتصادي، كانت نتائج تقدير نموذج التأثيرات الثابتة متوافقة مع النظرية الاقتصادية من ناحية جهة التأثير إيجاباً كان أم سلباً، فالنتائج أشارت إلى وجود علاقة موجبة بين معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وكل من متغير نسبة الاستثمار من الناتج المحلي الإجمالي ومتغير نسبة عدد المسجلين في التعليم الثانوي ومؤشر الانفتاح للتجارة العالمية، بينما العلاقة عكسية بين المتغير التابع ومعدل الإنفاق الحكومي الجاري.
- من خلال إجراء اختبار Hausman لاحظنا بأن نموذج البانل الملائم لبياناتنا هو نموذج التأثيرات الثابتة، والذي يتضمن متغير نسبة الاستثمار من الناتج المحلي الإجمالي، نسبة الإنفاق الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي، نسبة عدد المسجلين في التعليم الثانوي ومتغير مؤشر الانفتاح للتجارة العالمية.

### 2-5-2 التوصيات:

- زيادة الاعتماد على بيانات البانل، كلما كان ذلك ممكناً، لما تقدمه من نتائج ايجابية من ناحية زيادة عدد المشاهدات وفعالية اختبارات جذر الوحدة.
- إجراء دراسات أخرى في هذا المجال تكون فيها عينة الدراسة أوسع وأشمل من دراستنا الحالية، بحيث تشمل فترات زمنية أطول وعدد أكثر من الدول، مما يزيد من عدد المشاهدات وبالتالي تحسين جودة النتائج الإحصائية.
- استخدام أحد اختبارات الجيل الأول عند دراسة استقرارية البيانات في نماذج البانل.

## المراجع:

1- شهيناز، بدراوي، "تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادي في الدول النامية"، أطروحة دكتوراه- جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان- الجزائر 2014-2015.

2- الجمال، زكريا، "اختيار النموذج في نماذج البيانات الطولية الثابتة والعشوائية" المجلة العراقية للعلوم الإحصائية (21)، ص 266-285، 2012.

3- BARRO, R. J, Economic Growth in Cross-section of countries, Quarterly Journal of Economics 103, (2000) p.407-443.

4- BARRO. R. J, «Economic Growth in Cross-section of countries», Quarterly Journal of Economics (1991), 106, p.407 - 443.

5- BLATAGI, B., H., JUNG, B., Ch. And Song, S.,H., Testing for heteroskedasticity and serial correlation in a random effects Panel Data Model, Journal of Econometrics, Vol. 154, Iss.2, (2010) p.122-124.

6- C. HURLIN et V. MIGNON, Synthèse de tests de racine unitaire sur données de panel, Université d'Orléans, Janvier (2005).

7- COUDERT. VIRGINE and DUBERT. MARC, « Does Exchange Rate Regime Explain Differences in Economic Results for Asian Countries?», Journal of Asian Economics, Elsevier, Vol 16, (2005), p.874 - 895.

8- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Journal of the American Statistical Association. 74 (366): (1979) p.427–431.

9- EDWARD. S, « The determinants of the choice between fixed and flexible exchange rate regimes », NBER Working paper, n° 5756, September (2005), p. 18.

10- IM. K. S, PESARAN. M and SHIN. Y, « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels »,revised version of DAE, Working paper 9526, University of Cambridge,(2003) p. 53.

11- LEVIN, A. LIN, C-F, Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and finite sample properties, Journal of Econometrics, 108 (2002).

12- LEVIN, A. LIN, C-F, Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and finite sample properties, Department of Economics, University of California, San Diego (1992).

13- LEVY-YEYATI. E and STURZENGGER. F, « Classifying exchange rate regimes: Deeds VS. Words », Université Torcuato Di Tella, European Economic Review (2005), 49, p.1603-1635.

14- MADDALA, G. S., & WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. Oxford Bulletin of Economics and statistics,(1999), 61 (S1), p.631-652.

15- PAOLO GAROFALO, , « Exchange Rate Regimes and Economic Performance: The Italian Experience », Bank of Italy, London Representative Office, (2005), September.