دراسة تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي خلال الفترة 1970-2015 دراسة قياسية باستعمال نماذج المعطيات الطولية الديناميكية.

The study of convergence of the GDP per capita during the period 1970-2015. An econometric study using longitudinal dynamic data models.

جمال خضراوي *

تاريخ الاستلام: 2016/09/14؛ تاريخ القبول: 2016/11/15.

Abstract: The purpose of this article is to study the convergence of the gross domestic product per capita of a set of countries. In order to take into account the individual and temporal specificities of growth phenomena, we use dynamic panel data econometrics. Our sample consists of 121 heterogeneous countries (developed and under development) and do not have the same structural economic characteristics (savings or investment rate, population rate, etc.) over the period 1970-2015. We also rely on the estimation of the Mankiw Romer Weil model (1992) where the economic convergence of countries is explained by a combination of factors aimed at reducing the income gap per capita by using the β absolute convergence and conditional and δ convergence tests. The results show that the conditional convergence hypothesis appears more testable than the absolute convergence hypothesis. The absolute convergence hypothesis gave weak results. The results also show the absence of convergence clubs in this case.

Keywords: Economic growth, β absolute convergence, β conditional convergence, δ convergence and panel data models.

Jel Classification Codes:

ملخص: نقترح في هذا العمل دراسة ظاهرة تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي لمجموعة من الإقتصاديات، وبهدف الأخذ بعين الاعتبار الخصائص الفردية والزمنية لظواهر النمو الإقتصادي نستعمل نماذج المعطيات الطولية الديناميكية. لأجل ذلك نستعمل عينة تتكون من 121 دولة غير متجانسة (بلدان متقدمة وبلدان نامية) ولا تملك نفس الخصائص الهيكلية الإقتصادية (معدل الإدخار أو الإستثمار، معدل النمو الديمغرافي ...إلخ) نشاهدها خلال الفترة 1970-2015، كما نعتمد في التقدير على نموذج Mankiw Romer Weil (1992)، أين يكون التقارب الإقتصادي مفسر بتركيبة من العوامل التي تعمل غلى تخفيض الفرق في المداخيل الفردية بين مختلف البلدان، حيث نستعمل إختبارات تقارب β المطلق والشرطي وتقارب δ. وقد أثبتت النتائج المتحصل عليها بأن فرضية التقارب الشرطي تكون أكثر قابلية للإختبار من فرضية التقارب المطلق حيث أعطت فرضية التقارب المطلق نتائج ضعيفة، كما أثبتت النتائج المتحصل عليها بأن فرضية مجموعات التقارب تكون مرفوضة أيضا في هذه الحالة.

الكلمات المفتاحية: النمو الإقتصادي، تقارب β المطلق، تقارب β الشرطي، تقارب δ و نماذج المعطيات الطولية.

* أستاذ مساعد، جامعة الجزائر3.

مقدمة:

إذا أمعنا النظر يمكن أن نكتشف و بسهولة فروقات معتبرة في مستويات المعيشة من بلد لأخر. فالبلدان الفقيرة في العالم تكون لها مستويات معيشة جد منخفضة إذا ما قورنت بالبلدان المتطورة ، حيث تنعكس هذه الفروقات في جميع المقاييس المستخدمة لتقييم نوعية الحياة. وعليه يكون من المهم معرفة فيما إذا كانت البلدان تتقارب مع مرور الزمن من حيث المستوى المعيشي. بمعنى آخر ، فيما إذا كانت البلدان الفقيرة تعرف نموا أكبر ومن ثم تستدرك تأخيرها.

عادة نقيس ثروة بلد ما أو المستوى المعيشي لبلد ما بالإعتماد على مؤشر الناتج الداخلي الخام الفردي (*PIB* الفردي يكون مساويا لحاصل قسمة الناتج الداخلي الخام على عدد الأفراد) ، فهو أكثر فعالية من الناتج الداخلي الخام من أجل قياس التنمية في بلد ما. وعليه فمن أجل دراسة تقارب مستويات المعيشة لمختلف البلدان ، ندرس تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي .

إشكالية البحث:

سوف نهتم في هذا البحث ، بتحديد درجة التشابه بين البلدان من حيث السلوك نحو التقارب، فالدول التي تتشابه من حيث الهيكل الإقتصادي تكون لها نفس ردة الفعل إتجاه الصدمات الخارجية. يمكن حصر إشكالية هذا البحث في التساؤل التالي:

هل هناك تقارب بين مختلف البلدان من حيث الدخل الفردي في المدى الطويل ؟.

وإنطلاقا من التساؤل الرئيسي حددنا مجموعة من الأسئلة الفرعية التالية : هل الإقتصاديات تتقارب إلى مستوى معين؟. و ما هي العوامل التي تساهم في تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي؟. أي نريد أن نحدد فيما إذا كانت الإقتصاديات تتقارب في المدى الطويل نحو مستوى دخل فردي واحد (نفسه لكل الدول) ؟. أو هل البلدان الفقيرة تلحق بالغنية ؟، فهي تحاول أن ترفع من مستوى الدخل الفردي لتلحق بالبلدان الغنية.

فرضيات البحث : نبني دراستنا على مجموعة من الفرضيات نذكرها فيم يلي:

– نعتمد في الدراسة على معادلة تقارب نيوكلاسيكية (Solow–Swan)، أين تكون الإنتاجية الحدية لعوامل الإنتاج متناقصة. هذه الفرضية تستلزم أن الإقتصاد يصل في المدى البعيد إلى مستوى إنتاج مستقر، بمعنى آخر يتقارب نحو وضعية مستقرة. يعني هذا نحو وضعية تتميز بمعدل نمو ثابت للإنتاج الفردي.

– الفرق الوحيد بين مختلف الإقتصاديات يكمن في المستوى الأولي للناتج الداخلي الخام الفردي.

– الدول التي يكون لها نفس الهيكل الإقتصادي، تتقارب نحو نفس الوضعية المستقرة في المدى الطويل.

– الدول الفقيرة تكون لها معدلات نمو أكبر من الغنية ومن ثم تلحق بها.

أهداف البحث : إختبار تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي من خلال:

– إختبار تقارب β: الذي يتوافق مع ظاهرة لحاق الإقتصاديات ببعضها ، وتحديد حالة هذا التقارب (هل هو تقارب مطلق أو شرطي).

– إختبار تقارب δ : الذي يتوافق مع فكرة إنخفاض الفروقات في المداخيل الفردية بين مختلف البلدان.

– إختبار مجموعات التقارب (Lés clubs de convergence).

– تحديد سرعة وفترة التقارب نحو التوازن في المدى الطويل.

– تحديد العوامل التي تدعم تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي في المدى الطويل.

و بهدف الإجابة على التساؤلات السابقة نهتم في مرحلة أولى بالإطار النظري وتوضيح بعض المفاهيم الأساسية لظاهرة تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي كما نهتم بالإطار التطبيقي والدراسة القياسية في مرحلة ثانية.

1. مفهوم التقارب:

إذا إهتممنا بتعريف شامل وعام للتقارب، فإننا نقصد بالتقارب الإتجاه نحو نفس النقطة، نفس المستوى أو نفس الوضعية من حيث مؤشر ما مع مرور الزمن. هذا التقارب يدرس غالبا بالإعتماد على مؤشر الناتج الداخلي الخام الفردي.

في الإقتصاد الدولي نقول بأن الإقتصاديات (أو البلدان) تتقارب من حيث الناتج الداخلي الخام الفردي إذا تشابهت وضعياتها الإقتصادية من حيث هذا المؤشر مع مرور الزمن. بعبارة أخرى إذا كان لهذه الإقتصاديات نفس مستوى الناتج الداخلي الخام الفردي مع مرور الزمن [1].

A. Bernard et S. Durlauf (1996) [2] يقترحان تعريفان إحصائيان يرتكزان على مذهب التوقعات لأجل تحديد مفهوم الناتج الداخلي الخام الفردي لمختلف البلدان:

التعريف الأول: يأخذ بعين الإعتبار سلوك الفرق في مستوى الناتج الداخلي الخام الفردي بين بلدين خلال فترة زمنية ثابتة معطاة (T) ويعرفان التقارب على أنه الإنخفاض في الفرق في مستوى الناتج الداخلي الخام الفردي بين هذين البلدين مع مرور الزمن. إذا حسب A. Bernard et S. Durlauf يتقارب بلدان *i* و*j* خلال مجال زمني معطى إذا إنخفضت توقعات الفرق في مستوى الناتج الداخلي الخام الفردي بين هذين البلدين خلال هذا المجال الزمني.

يعني هذا أنه: إذا كان في البداية $y_{it} \geq y_{jt}$ (حيث t هو الزمن الحالي) فإننا نقول بأن هناك تقاربا خلال المجال [*t, t+T*] إذا وفقط إذا كان:

$$E\left(y_{it+T} - y_{jt+T}\right) < \left(y_{i,t} - y_{jt}\right)$$

حيث: y يعبر عن الناتج الداخلي الخام الفردي، و ***E(...)*** يعبر عن التوقع الرياضي.

التعريف الثاني: يرى A. Bernard et S. Durlauf أيضا بأن البلدان *i* و *j* يتقاربان مع مرور الزمن من حيث الناتج الداخلي الخام الفردي إذا آل التوقع الرياضي للفرق في الناتج الداخلي الخام الفردي بين هذين البلدين إلى الصفر في المدى البعيد.

$$\lim_{n \to \infty} E\left(y_{it+k} - y_{jt+k}\right) = 0$$

2. مبدأ تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي: إذا كان لبلدين نفس الخصائص الهيكلية (نفس الإدخار، نفس معدل النمو الديمغرافي...)، فإنهما يتقاربان نحو نفس المستوى لل *PIB* الفردي. أي أن البلد الذي له مستوى ضعيف لل *PIB* الفردي الابتدائي ولكن له نفس الخصائص الهيكلية لبلد أكثر تطوراً (له مستوى *PIB* أولي مرتفع)، يتقارب نحو نفس المستوى المعيشي للبلد المتطور. هذا إذا افترضنا أن المستوى المعيشي يقاس بال *PIB* الفردي. المبدأ هو التالي: البلد المتأخر ينمو بشكل أسرع أو أكبر من البلد المتقدم، وينتهي باللّحاق (إستدراك Rattrapage) بمستوى الناتج الداخلي الخام الفردي للبلد المتقدم. بمعنى آخر يكون له معدل نمو أكبر أو أسرع[3].

3. آلية التقارب: عوائد الاستثمار تكون مرتفعة في البلدان أين يكون مخزون رأس المال ضعيفا، فإذا كانت التكنولوجيا سلعة عمومية فإن إستثمار رأس المال تكون له إنتاجية مرتفعة في البلدان التييكون ضعيفاً وكذلك الربح الناتج عن هذا الاستثمار بالمقارنة مع البلدان الأكثر تقدماً (رأس المال مرتفع)، حيث تكون فيها الفروقات في التكنولوجيا بين الفترتين ***T*** و (***T-1***) منخفضة. وعليه فإذا كان رأس المال في حركة عالمية فهذا يؤدي إلى تدفقات مالية من البلدان الغنية نحو البلدان

الفقيرة، ومعدل تراكم رأس المال المادي يرتفع. بمعنى آخر، معدل نمو الـ *PIB* الفردي يكون أكبر في البلدان الفقيرة، حيث يتقارب *PIB* الفردي نحو مستوى *PIB* الفردي للبلدان الغنية.

يجب التنبيه على أن مفهوم رأس المال يمكن أن يُوسَّع إلى رأس المال البشري، يعني ذلك تربية وتكوين الأفراد.في هذه الحالة أيضًا يجب أن تكون عوائد إستثمار رأس المال البشري أكبر في البلدان الأقل تقدمًا منها في البلدان المتقدمة، لأن أي تكوين إضافي يؤدي إلى إرتفاع في الإنتاجية، وعليه يكون معدل تراكم رأس المال البشري مرتفعًا في البلدان الفقيرة مقارنة بالغنية[3].

4. الإستدراك، تقارب β وتقارب δ:

1.4. الإستدراك (**Le Rattrapage**) : المقصود بالإستدراك هو أن البلدان الفقيرة تحاول أن تدرك أو تلحق بالبلدان الغنية من حيث المستوى المعيشي (الـ *PIB* الفردي)، فهي تحاول أن ترفع من مستوى الناتج الداخلي الخام الفردي لتلحق بالبلدان الغنية. وعليه فمن أجل حضور عملية إستدراك مستويات الـ *PIB* الفردي للبلدان المتقدمة من طرف البلدان النامية، يجب أن يكون معدل نمو الـ *PIB* الفردي أكبر في البلدان النامية منه في البلدان المتقدمة[4].

2.4. تقارب β : يشير مصطلح التقارب إلى إقتراب مؤشر ما لإقتصاد أقل تطورًا، من مؤشر إقتصاد متطور (الـ *PIB* الفردي، الإنتاجية، ...). نقول أننا في حالة تقارب β عندما تنمو الإقتصاديات الفقيرة بشكل أسرع من الإقتصاديات الغنية، بمعنى آخر نقول أن هناك تقارب β عندما توجد علاقة متناقضة بين الـ *PIB* الفردي الأولي ومعدل نمو الـ *PIB* الفردي السنوي على فترة طويلة. بصفة عامة تقارب β يعني أن البلدان المتأخرة تعرف نموًا أكبر لـ *PIB* الفردي. ومن هنا يجب أن نفرق بين تقارب β المطلق والشرطي[5].

– تقارب β المطلق: نسمي الفرضية التي تملك فيها الإقتصاديات الفقيرة نموا أسرع للناتج الداخلي الخام الفردي بالمقارنة مع البلدان الغنية بدون أن يرتبط ذلك بخصائص أخرى لهذه الإقتصاديات بفرضية التقارب المطلق. حيث نقصد بالخصائص الأخرى للإقتصاد، خصائص الهيكل الإقتصادي مثل معدل الإدخار، معدل النمو الديمغرافي ومعدل التطور التكنولوجي...الخ.

إذا كانت البلدان الغنية بداية، تظهر إتجاها أسرع لنمو الـ *PIB* الفردي حتى وإن كان ضعيفًا فإن فرضية التقارب المطلق في هذه الحالة تكون مرفوضة، والفرضية تكون محققة بدقة عند إستعمال مجموعة من الإقتصاديات المتجانسة (لها نفس الخصائص الهيكلية). بصفة عامة نتكلم مبدئيا عن

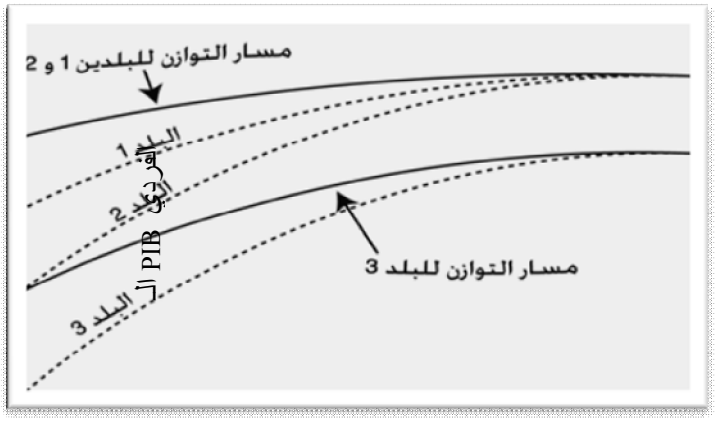
حدوث تقارب مطلق، إذا كانت هناك علاقة متناقصة ما بين معدل نمو الـ *PIB* الفردي لمجموعة من الإقتصاديات ومستوى الـ *PIB* الفردي الأولي، بصورة مستقلة عن المتغيرات الشرطية (أي الخصائص الهيكلية). بمعنى آخر، يمكن القول أنه : على حسب أن النموذج (المقدّر) يضم أو لا يضم المتغيرات الهيكلية نتكلم عن فرضية التقارب المطلق أو الشرطي. في الأخير نشير الى أنه في حالة التقارب المطلق، تتقارب النواتج الداخلية الخامة الفردية للإقتصاديات نحو نفس المستوى في الأجل الطويل[6].

– تقارب β الشرطي: إذا إختلفت الوضعيات التوازنية للإقتصاديات فإن التقارب في هذه الحالة يكون شرطيًا. بمعنى آخر نقولأ التقارب يكون شرطيًا عندما نلاحظ علاقة متناقصة ما بين معدل نمو الـ *PIB* الفردي لمجموعة من الإقتصاديات وشروط البداية (مستوى الـ *PIB* الأولي)، إذا وفقط إذا أخذنا بعين الإعتبار المتغيرات الشرطية أو الخصائص الهيكلية لهذه الإقتصاديات.

الفكرة الأساسية هي أن الإقتصاد ينمو بشكل أسرع عندما يبتعد عن توازنه الخاص به، حيث نرى جيدًا أن معدل نمو البلدان الفقيرة يكون أكبر من معدل نمو البلدان الغنية.بالمقابل، فإذا كان البلد فقيرًا وبداية أقرب من وضعيته التوازنية مقارنة مع البلد الغني، يكون معدل نموه أضعف. يعني هذا أنه كلما كان الإقتصاد بعيدًا عن وضعه التوازني فإن معدل نموه يكون أكبر، فالبلدان الفقيرة البعيدة عن وضعها التوازني تنمو بشكل أسرع من الغنية القريبة من وضعها التوازني. مع التذكير أنه ليست كل البلدان الفقيرة تنمو بالضرورة بشكل أسرع من البلدان الغنية. في الأخير نشير الى أنه إذا إحتوىالنموذج المقدّر على المتغيرات الهيكلية أو الشرطية فإن فرضية تقارب β الشرطي تكون محققة[7].

المنحنى 1يظهر كلا من التقارب المطلق و التقارب الشرطييظهر تقاربًا مطلقًا للبلدين 1 و 2 نحو نفس المستوى التوازني في الأجل الطويل (مع إفتراض أن البلد 2 له مستوى أولي أقل للناتج الداخلي الخام الفردي، وأن للبلدين نفس الخصائص الهيكلية). أما بالنسبة للبلد 3 ، فإنه لا يتقارب نحو نفس المستوى التوازني للبلدين 1 و 2 في الأجل الطويل، فهو يظهر إذا حالة التقارب الشرطي (البلد 3 لا يملك نفس الخصائص الهيكلية للبلدين 1 و 2).

المنحنى 1 : التقارب المطلق والتقارب الشرطي.



Koleda G. 2008, introduction d'analyse économique, Second version , PARIS, p 150.

3.4. تقارب δ: إن وجود أثر للتقارب بين القيم المأخوذة من طرف متغيرة معطاة في مختلف الإقتصاديات، يمكن أن يدرس بكل سهولة إنطلاقا من مؤشر للتشتت مثل التباين (أو الإنحراف المعياري)[5] . إن الإنخفاض عبر الزمن في تشتت القيم المأخوذة من طرف هذه المتغيرة بالنسبة لمختلف الاقتصاديات في كل فترة، يدل على تحقق ظاهرة التقارب. فإذا كان y_{it} يمثل مستوى الـ *PIB* الفردي للبلدان i خلال الفترة t. فإننا نقول بأن هناك تقارب δ بين مختلف البلدان إذا كان : $var(y_{it2}) < var(y_{it1})$.

حيث: $var(y_{it}) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(y_{it} - \mu_t)^2$، $t_2 > t_1$ هو تباين y في الزمن t لكل البلدان، N عدد البلدان و $\mu_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} y_{it}$ هو المتوسط الحسابي لـ y في الفترة t لكل البلدان.

يمكن دراسة تقارب δ على أساس تطور مؤشر التشتت عبر الزمن، فإذا كان المنحنى البياني يظهر تجاهاً متناقصاً للقيم المأخوذة من طرف هذا المؤشر، فإن ذلك يدل على وجود تقارب δ [8].

5. مجموعات التقارب:

الفكرة هي أنه يمكن أن يكون هناك تقارب مابين بلدان تنتمي إلى نفس المجموعة (نستطيع أن نجد نموذج خاص بالبلدان التي تنتمي إلى نفس المجموعة)، وغياب التقارب مابين بلدان هذه المجموعة وبلدان تنتمي إلى مجموعة أخرى (النماذج تختلف من مجموعة لأخرى). في هذا الإطار يعرّف Galor (1996) مصطلح مجموعات التقارب بالطريقة التالية: البلدان التي لها نفس

الخصائص الهيكلية يمكن أن تتقارب (من حيث الـ *PIB* الفردي) أو بمعنى آخر تشكل مجموعة تقارب فقط إذا كانت شروط بدايتها متشابهة[9].

ذكرنا سابقًا بأن فرضية التقارب تكون مرتبطة بالخصائص الهيكلية للبلدان بغض النظر عن شروط بدايتها. على عكس ذلك فإن الوضعية في حالة مجموعات التقارب تختلف، فشروط البداية هي التي تعرف مجموعات البلدان التي يمكنها أن تشهد ظاهرة التقارب، و ذلك إذا كانت الخصائص الهيكلية متشابهة[10].

إن تنوع وإختلاف شروط البداية التي تؤخذ من أجل تعريف مجموعة للبلدان، يؤديأيضًا إلى تنوع و إختلاف المجموعات . بمعنى أخر، يمكن لبلدين أن ينتميان إلى مجموعة تعرف بشرط بداية معين، وإلى مجموعات مختلفة إذا كان شرط ابتدائي آخر مأخوذ بعين الإعتبار، وعلى حسب شروط البداية هذه تتحدد توازنات المجموعات في الأجل الطويل (المجموعات التي تختلف شروط بدايتها تختلف أيضا وضعياتها التوازنية).

إن فكرة التقارب الشرطي تتميز بخاصية وجود مستوى توازن مستقر وحيد لكل إقتصاد فإذا كان الإقتصاد يتميز بوجود توازنات متعددة ومحليا مستقرة، فإن فرضية مجموعات التقارب تكون مفضلة على فرضية التقارب الشرطي. فالبلدان المتشابهة من حيث الهيكل الإقتصادي تتقارب نحو توازن طويل الأجل نفسه، إذا وفقط إذا كان مستوى الناتج الداخلي الخام الفردي الأولي لهذه البلدان متقارب (لا يوجد فرق كبير بينهما). في الأخير نشير إلى أن فرضية مجموعات التقارب هذه تنفي تقارب (أو لحاق) المجموعات الفقيرة والمجموعات الغنية إلى نفس المستوى ، لأن لكل واحدة منها توازنها الخاص بها[11].

من أجل إختبار وجود مجموعات التقارب من عدمه نذكر طريقة مقترحة من طرف Baumel و Wolf (1988) و Chatterji (1992)، والتي تقوم على إدراج دوال تربيعية وتكعيبية ، وذلك انطلاقا من النموذج التالي:

$$log\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = \alpha + \beta log(y_{i0}) + \gamma log(y_{i0})^2 + \theta log(y_{i0})^3$$

حيث: $log\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right)$ هو معدل نمو الـ *PIB* الفردي بين الفترتين 0 و t. $\alpha, \beta, \gamma, \theta$ وسائط النموذج.

يبين هذا النموذج وجود مجموعات التقارب إذا و فقط إذا كانت وسائط النموذج سالبة بمعنوية إحصائية طبعًا)[12] .كما أن هذا النموذج يعرّف 3 مستويات للتوازن: مستوى يقترب من

متوسط الـ *PIB* الفردي للبلدان، ومستويين خارج هذا المتوسط (واحد أكبر من المتوسط والآخر أقل من المتوسط)إذا يمكن أن نعرّف في هذه الحالة 3 مجموعات للبلدان: البلدان الغنية، المتوسطة و الفقيرة، وكل مجموعة تتقارب نحو مستوى توازن محلي معين وخاص بها.مثلا، إذا كانت الفرضية $\theta = 0$ محققة، فهذا دليل على وجود مجموعتي تقارب موجودتين خارج متوسط العينة هما البلدان الغنية التي تتقارب نحو مستوى *PIB* فردي أكبر من المتوسط ، والبلدان الفقيرة التي تتقارب نحو مستوى أقل من المتوسط[13].

6. التحليل التجريبي:

من أجل مقارنة مستويات المعيشة بين مختلف البلدان ، فإن أرقام الناتج الداخلي الخام يجب أن تعدل وذلك بالأخذ بعين الإعتبار إختلاف حجم السكان بين البلدان. هذا ما نقوم به بالضبط عند حساب الناتج الداخلي الخام الفردي. من جهة أخرى ، يجب الإهتمام أيضا بالطريقة التي تعطى بها قيم الـ *PIB* الفردي. بصفة عامة نميز طريقتين : تكمن الأولى في أخذ قيم الـ *PIB* الفردي المقيمة بالعملة المحلية ، ثم بعد ذلك تضرب في سعر الصرف الجاري للحصول على قيمة الـ *PIB* الفردي بالعملة المرجعية(الدولار)، لكن هذه الطريقة غير صالحة لإجراء المقارنات بين البلدان لسببين رئيسيين : تقلبات سعر الصرف الدائمة و الفروقات المعتبرة في قيم الـ *PIB* الفردي بين البلدان.

نتيجة لذلك ، وعند ما نريد مقارنة مستويات المعيشة سواء مع مرور الزمن أو بين البلدان ، فإننا نحصل على مقارنات أكثر أهمية عند إستعمال طريقة تعادل القدرة الشرائية (PPA). حيث تكون الفروقات في قيم *PIB* الفردي المحسوب بالطريقتين السابقتين كبيرة[4].

لقد أعطت الأعمال الأولى والتي إهتمت بدراسة ظاهرة تقارب المداخيل الفردية صورة تفاؤلية لتطور الفروقات بين مختلف البلدان ، غير أن هذه الأعمال بينت أنه من أجل عدد أكبر من البلدان ،تكون ظاهرة لحاق البلدان الفقيرة بالبلدان الغنية من حيث الـ *PIB* الفردي غير محققة (على المستوى العالمي) ، وفيما يلي نذكر بعض الدراسات التى إهتمت بهذا الموضوع .

1.6. بعض الدراسات السابقة :

- بالنسبة لـ Histon et Summers (1988) [14] فإن الفروقات في المداخيل الفردية بين البلدان إنخفضت خلال الفترة الممتدة بين 1950 و 1980. وحسب Sala -I- Martin (1995) [15]، فإن الفرق في المداخيل الفردية يرتفع ثم ينخفض منذ 1980. وقد

أكد Milanovic (2005,2003) [16] أن هذا التفاوت يرتفع بين 1988 و1993 وينخفض بين 1993 و1998 . Dollar (2001)[17] يبين أن مجموعة بلدان OCDE تتقارب من حيث الدخل الفردي منذ سنوات 80، بالمقابل فإن الفروقات بين البلدان السائرة في طريق التنمية إرتفعت بفعل الفرق الكبير بين معدلات نمو هذه البلدان.

- Gerschenkron (1952) يرى أن الفرق في المداخيل بين البلدان يفسر بوضعية هذه البلدان إتجاه التقدم التكنولوجي. بمعنى آخر ، يرى أن هذه الفروقات ترتبط بصورة كبيرة بالتحولات التكنولوجية ،حيث أنه كلما كان البلد ضعيفا من حيث التكنولوجيا ، كلما كان له من السهل التقدم عن طريق تقليد التكنولوجيا المبتكرة في بلدان أخرى. تسمح هذه العملية بتقليص الفجوة التكنولوجية الموجودة بين البلدان[18] .

- قدم Weil, Romer et Mankiw (1992)[19] نموذجا يكون لرأس المال البشري فيه دور في تحديد تقارب الناتج الخام الفردي ، وذلك بإعتبار الإنتاجية الكلية للعوامل (PTF) ترتبط بهذا العامل ، وقد وجدوا بأن التقارب يكون مشروطا بالإستثمار في رأس المال البشري.

- في سنة (1994) قام Sbiegel et Benhabib [20] بدراسة جاءت على أساس أنها إنتقاد لنموذج Weil, Romer et Mankiw (1992) حيث أعطت نتيجة تبين أن البلدان التي يتراكم فيها رأس المال البشري بسرعة خلال الفترة 1965–1985 لم تعرف نموا أسرع. هذه النتيجة تبين فقط أن معدل النمو يرتبط مع المستوى الأولي لرأس المال البشري .

- حسب Lucas (1988) [21] وكذلك Drazen et Azariadis (1990)[22] ، البلدان التي تملك نفس الخصائص ولكنها تختلف من حيث التوزيع الأولي لرأس المال البشري تتقارب نحو توازنات مختلفة في الأجل الطويل، و هذا عندما تكون العوائد السلمية الإجتماعية الناتجة عن تراكم رأس المال البشري متزايدة.

- الأعمال التي قام بها كل من Barro (1991)[23] ، Mankiw et al. (1992) ، و barro et Sala i Martin (1995)[24] تتوافق كلها مع فرضية التقارب الشرطي ، حيث وجد Mankiw et al. [17] سرعة تقارب تعادل 2%. من جهة أخرى caselli et al. (1996)[25] وجدا سرعة تقارب تساوي 8% و Islam (1995) [26] وجد سرعة تقارب تساوي 5%.

- Mankiw (1995) [27] يشير إلى أنه إذا كانت نسبة رأس المال في الدخل تساوي(⅔) وليس(⅓) فإن سرعة التقارب تساوي (2.7%) ، و نصف فترة التعديل نحو التوازن تساوي 26 سنة وهي أكثر منطقية. ويبرر إختياره لـ $\alpha = \frac{2}{3}$ بضرورة الأخذ بعين الإعتبار مخزون رأس مال موسع يشمل رأس المال البشري.

- Mayer Foulker et Howitt (2002) [28] , Russel et Kumar (2002)[29] يرون أن البلدان التي تعاني من التأخر التكنولوجي لا يمكنها إستغلال قدراتها الإنتاجية بشكل فعلي، وعليه يمكن القول أن سرعة إنتشار التكنولوجيا بين هذه البلدان هي التي تحدد تقارب أو تباعد مستويات المعيشة لهذه البلدان.

2.6. تحديد النموذج:

سوف نعرض نموذج Mankiw Romer Weil (1992) أو ما يسمى بنموذج Solow المدعم برأس المال البشري، ونهتم بالصيغة أو الطريقة التي يدرج بها رأس المال البشري كعامل محدد للنمو الاقتصادي.

في نموذج Solow حتى وإن كان النمو يندثر مع تراكم رأس المال المادي، وذلك بسبب العوائد المتناقصة لرأس المال ، فإن وجود رأس المال البشري يعمل على رفع معدل النمو التوازني فوق معدل النمو الديمغرافي (n). حيث يرى كل من Mankiw Romer Weil أنه من الممكن أن يعطي رأس المال البشري نمو ً ا داخلي ً ا، وقد حاولوا تطبيق هذه الفكرة على نموذج Solow (1956)، بإدراج رأس المال البشري كعامل للإنتاج مثل العمل ورأس المال المادي، وقد أدخلوا عنصر رأس المال البشري في دالة الإنتاج كمحدد مباشر لمستوى إنتاج الاقتصاد[30].

تأخذ دالة الإنتاج في نموذج Weil, Romer et Mankiw الصيغة التالية[31] :

$$Y = K^{\alpha} H^{\lambda} (AL)^{1-\alpha-\lambda}$$

حيث: Y : الإنتاج. K: العامل الإنتاجي رأس المال. L: العامل الإنتاجي العمل. A : يمثل التطور التقني. يسمى A أيضا بالإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج. H يمثل رأس المال البشري. α و λ موجبان ويمثلان حصتي كل من رأس المال المادي ورأس المال البشري في الدخل على الترتيب. وهما يحققان الشرط $\alpha + \lambda < 1$ ، هذا يعني أن عوائد K و H تكون متناقصة. إذا كان $\alpha + \lambda = 1$ فإن التوازن الذي يصفه النموذج يكون غير مستقر.

لمعرفة كيف يتطور الإقتصاد ، نفرض أن s_k هي نسبة الإستثمار في رأس المال المادي، وs_h نسبة الإستثمار في رأس المال البشري، وعليه تكون معادلتي ديناميكية تراكم العنصرين كما يلي[32]:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + \delta + x)k(t)$$
$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + \delta + x)h(t)$$

حيث: δ معدل الإندثار و هو نفسه لكل من رأس المال المادي ورأس المال البشري. x معدل نمو التقدم التقني الخارجي. $\dot{k}(t)$ و $\dot{h}(t)$ يمثلان التغير عبر الزمن في رأسي المال المادي والبشري على التوالي.

يمكن أن نكتب ما يلي: $\frac{dlog[y^*(t)]}{dt} = \beta[\log(y^*) - logy(t)]$. حيثy^* هو مستوى الدخل الفردي التوازني و $y(t)$ هي القيمة الحالية للدخل الفردي. في هذه الحالة تعطى سرعة التقارب بـ :

$$\beta = (1 - \alpha - \lambda)(n + \delta + x)$$

وعليه تعطى نصف مدة العودة إلى التوازن كما يلي: $t = \frac{-log(0.5)}{\beta}$. نلاحظ أن سرعة التقارب في نموذج Weil Romer et Mankiw تكون منخفضة بالمقارنة مع نموذج Solow-Swan، وعليه تكون مدة التعديل نحو التوازن أكبر[19] .

إن معدل نمو التقدم التكنولوجي ومعدل إهتلاك مخزون رأس المال غير معروفين بدقة ، لذا نفترض كما قام romer, Mankiw وweil (1992) أن مجموعها يساوي 0.05 وذلك بالنسبة لكل البلدان[19] .

المعادلة السابقة تفاضلية يعطى حلها :

$$\log[y(t)] = \left(1 - e^{-\beta t}\right)\log(y^*) + e^{-\beta t}\log[y(0)]$$

في الأخير نحصل على النموذج التالي (النموذج المراد تقديره لأجل إختبار ظاهرة التقارب) :

$$log\left[\frac{y(t)}{y(0)}\right] =$$
$$-\left(1 - e^{-\beta t}\right)log[y(0)] + \left(1 - e^{-\beta t}\right)\frac{\alpha}{1-\alpha-\lambda}log(s_k) +$$
$$\left(1 - e^{-\beta t}\right)\frac{\alpha}{1-\alpha-\lambda}log(s_h) - \left(1 - e^{-\beta t}\right)\frac{\alpha+\lambda}{1-\alpha-\lambda}log(n + \delta + x).$$

3.6. المعطيات المستعملة:

بهدف القيام بدراسة قياسية ، وإختبار ظاهرة تقارب الدخل الفردي، فقد قمنا بجمع معطيات النماذج المراد تقديرها بالإعتماد على قاعدة بيانات البنك الدولي و قاعدة بيانات Barro و Lee . دراستنا التجريبية تضم 121 دولة غير متجانسة. حيث تمتد فترة الدراسة من سنة 1970 الى سنة 2015 .

بغرض دراسة ظاهرة النمو (التقارب) في المدى الطويل، تعطى المتغيرات المستعملة في الدراسة على شكل متوسطات لفترات زمنية تساوي 5 سنوات، وذلك من أجل التخلص من تأثير الصدمات الظرفية أو تأثيرات المدى القصير (Caselli et al. (1996)[25] و Islam (1995)[26]). وعليه يكون البعد الزمني للعينة مساويا لـ 9 فترات في هذه الحالة.

4.6. المتغيرات المستعملة في الدراسة:

– معدل نمو الناتج الداخلي الخام الفردي الحقيقي $Dlogy$: يستعمل كمؤشر للنمو الإقتصادي، ويمثل المتغيرة التابعة في النموذج.

– لوغاريتم المستوى الأولي للناتج الداخلي الخام الفردي الحقيقي $logy_0$: حيث تساوي هذه المتغيرة قيمة الـ *PIB* الفردي عند بداية كل فترة.

–لوغاريتم معدل النمو الديموغرافي مضافا إليه معدل التقدم التكنولوجي ومعدل إهتلاك رأس المال $logn$: حيث يساوي مجموع معدلي التقدم التكنولوجي و إهتلاك رأس المال إلى 0.05 ، بالنسبة لكل الأفراد وفي كل فترة زمنية.

– لوغاريتم معدل الإستثمار $logs_k$: يعطى بنسبة الإستثمار الكلي إلى الناتج الداخلي الخام الإجمالي.

– لوغاريتم رأس المال البشري $logH$: يقاس مستوى رأس المال البشري بمعدل التمدرس للأشخاص الذين يتراوح سنهم 25 سنة فما فوق، حيث يكون للمستوى التعليمي دور في تحديد إنتاجية العمل، ومن ثم التأثير بشكل ايجابي على معدل النمو (هذا ما يتطابق مع النتائج المتحصل عليها من قبل أهم منظري نماذج النمو الداخلي Romer (1990) [33] و (1988) [19] Lucasالذين يرون أن إرتفاع مستوى رأس المال البشري، يسمح بزيادة قدرات إكتساب التكنولوجيات الحديثة، مما يؤدي إلى إنخفاض تكاليف تقليد (imitation) التكنولوجيا المبتكرة في أماكن أخرى. هذا يعني أن مستوى مرتفع لرأس المال البشري يرفع من ردة فعل معدل النمو

بالنسبة لإنخفاض المستوى الأولي للناتج الداخلي الخام الفردي،أي يرفع من سرعة التقارب (تكون أكبر عندما يكون رأس المال البشري أكبر)). – درجة الإنفتاح الاقتصادي OUV: تقيس هذه المتغيرة درجة الإنفتاح التجاري للإقتصاد، و تعطى على أنها نسبة مجموع الصادرات والواردات إلى الناتج الداخلي الخام الإجمالي.

- D_1،D_2 : عبارة عن متغيرتين وهميتين تعبران عن وجود بعض النقاط البعيدة في النموذج المقدر. إن وجود هذه النقاط في العينة يتسبب في إختلاف المعلمات المقدرة بشكل كبير، لذا يجب معالجتها أو التخلص منها. يتم الكشف عن وجود النقاط البعيدة بالإعتماد على إختبار بيان المربع (Box Plot) (انظر المنحنى 1 في الملحق) ، حيث يعبر ظهور العلامة (*) في المنحنى عن وجود نقطة منفصلة أو بعيدة.

بعد الكشف عن النقاط البعيدة نقوم بمعالجتها عن طريق إدراج المتغيرتين الوهميتين D_1 و D_2، حيث تأخذ المتغيرة D_1 القيمة 1 بالنسبة للنقاط البعيدة في إتجاه الأعلى (التي تأخذ قيما كبيرة) والقيمة 0 بالنسبة لباقي نقاط العينة، في حين تأخذ المتغيرة D_2 القيمة 1 بالنسبة للنقاط البعيدة في إتجاه الأسفل (التي تأخذ قيما صغيرة) و القيمة 0 بالنسبة لباقي نقاط العينة. في الأخير نشير إلى أن إدراج المتغيرتين الوهميتين D_1 و D_2 في النموذج يكون له نفس أثر حذف المشاهدات التي تصححها هاتين المتغيرتين على نتائج التقدير.

5.6. طريقة التقدير:

على الرغم من أن طريقة البيانات العرضية تبقى مستعملة بكثرة، إلى أنها تكون أقل فعالية عند دراسة تقارب الدخل الفردي. يشير Islam (1996) [26] إلى أن إستعمال طريقة المعطيات الطولية يحسن من دقة المقدرات، ويقوم بمعالجة مشكل المتغيرات المحذوفة (المهملة) من النموذج من خلال التأثيرات الفردية. عند دراسة تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي، تفسر هذه التأثيرات الفردية على أنها مؤشر للحالة التكنولوجية للفرد، حيث يمكن إظهارها بإستعمال متغيرات وهمية خاصة بكل فرد. حسب Manzocchi et Martin (1997) [34] طريقة البيانات العرضية يمكنها أن تعرف بعض المشاكل المتعلقة بالسببية المعاكسة(التأثير المتبادل للمتغيرات)، وإختبارات السببية تعمل على تجاوز هذا المشكل بالنسبة للسلاسل الزمنية ونماذج المعطيات الطولية فقط.

عند تقديرنا لنماذج التقارب، يمكن أن نواجه نوعين من المشاكل، يكمن الأول في وجود إرتباط بين المتغيرات المفسرة والخطأ العشوائي، أما المشكل الثاني فيتعلق بالشكل الديناميكي للنماذج الطولية حيث أن إستعمال المتغيرة التابعة المؤخرة ينتج عنه تحيز المقدرات. يمكن معالجة هذه المشاكل بإستعمال طريقة العزوم المعممة (GMM).

1.5.6. طريقة العزوم المعممة:

إن حل المشاكل المذكورة سابقا يكمن في إستعمال مقدرات المتغيرات الأدواتية (VI) وفيما يلي إستعمال طريقة العزوم المعممة (GMM) المقترحة من طرف Arellano Bond (1991) [35]. حيث تسمح هذه الطريقة بالحصول على مقدرات فعالة في وجود المتغيرة التابعة المؤخرة.

تستعمل طريقة Arellano Bond (1991) لتقدير ما يسمى بالنماذج الطولية الديناميكية التي تحتوي على متغيرات تابعة مؤخرة (Panel dynamique) و ذلك على مرحلتين، حيث تعمل في مرحلة أولى على إعادة كتابة المتغيرات على شكل فروقات من الدرجة الأولى و ذلك لأجل التخلص من التأثيرات الفردية و التأثيرات الزمنية. وفي مرحلة ثانية تستعمل المتغيرات المؤخرة بفترتين أو أكثر كمتغيرات أدواتية للمتغيرات المفسرة ذات الفروقات من الدرجة الأولى و ذلك لأجل تقدير النموذج النهائي.

لقد بين Blundell Bond (1998)[36] بأنه إذا كانت المتغيرات الأدواتية ضعيفة (لا تمثل جيدا المتغيرات المفسرة أو تكون ضعيفة الإرتباط مع المتغيرات المفسرة) فإن مقدر GMM في هذه الحالة يكون متحيزا و خاصة في حالة العينات الصغيرة (أي إذا كان البعد الفردي أو الزمني صغيرا). لذلك وجب علينا القيام باختبارات ملاءمة المتغيرات الأدواتية.

على عكس طريقة GMM فإن إستعمال طرق قياسية أخرى لتقدير النماذج الديناميكية (MCO مثلا) لا يسمح بالحصول على مقدرات فعالة و ذلك بسبب وجود المتغيرة التابعة المؤخرة كمتغيرة مفسرة قي النموذج.

2.5.6. إختبار ملاءمة المتغيرات الأدواتية:

إن عدم تحيز و فعالية مقدر GMM يكون مشروطا بملاءمة المتغيرات المؤخرة المعطاة على أنها متغيرات أدواتية للمتغيرات المستعملة في النموذج. حيث يتم التأكد من ذلك بالإعتماد على إختبار Sargan-Hansan. إن إحصائية Sargan-Hansan لا تتبع فعلا توزيع χ^2 إلا في حالة

الأخذ بعين الإعتبار وجود إرتباط ذاتي للأخطاء و (أو) مشكل عدم ثبات التباين، وهذا ما يعني إستعمال طريقة تقدير العزوم المعممة أو المتغيرات الأدواتية المعممة (GVI) [37].

في نموذج ديناميكي ذو تأثيرات ثابتة أو عشوائية، تكون الأخطاء بالضرورة مترابطة ، سواء كان النموذج مقدرا بالمعطيات الأصلية أو على شكل فروقات ، وعليه يكون من الإجباري إستعمال طريقة GMM او GVI من أجل إستعمال إختبار Sargan-Hansan بطريقة صحيحة. حيث قبول فرضية العدم في هذا الإختبار يعني بأن المتغيرات الأدواتية المستعملة ملائمة[38].

3.5.6. إختبار الإرتباط الذاتي للأخطاء:

سوف نختبر غياب الإرتباط الذاتي للأخطاء من الدرجتين الأولى و الثانية وذلك بالنسبة للنموذج المعطى على شكل فروقات من الدرجة الأولى (نموذج المرحلة الأولى في طريقة GMM). من أجل ذلك نعتمد على الإختبار المقترح من طرف Arellano Bond (1991) ، حيث قبول فرضية العدم يعني بأن الأخطاء غير مرتبطة و أن العزوم قد صيغت بطريقة جيدة[39].

6.6. التقدير و تفسير النتائج:

نتائج التقدير بطريقة GMM بإستخدام برنامج Eviews معطاة في الجدول رقم 1 في الملحق.

1.6.6. إختبار فرضية تقارب β المطلق:

تعني فرضية تقارب β المطلق بإختصار بأن البلدان الفقيرة تنمو بصفة عامة بشكل أسرع من البلدان الغنية ومن ثم تلحق بها .هذه الفرضية تستلزم أن معدل النمو الفردي خلال الفترة 1970–2015 يجب أن يرتبط بعلاقة عكسية مع مستوى الدخل الفردي لسنة 1970.

من أجل إختبار فرضية تقارب β المطلق نقوم بتقدير النموذج الآتي:

$$\alpha_2 D_2 + \varepsilon_{it} + \alpha_1 logy_{0it} + \alpha_2 D_1 + Dlogy_{it} = \alpha_{0i} + \lambda_t$$

حيث: α_{0i} يمثل التأثير الفردي الخاص بالفرد i ، λ_t يمثل التأثير الزمني الخاص بالفترة t و ε_{it} يمثل الخطأ العشوائي أو الحد العشوائي للنموذج.

من خلال نتائج التقدير (أنظر الجدول رقم 1) نلاحظ أنه وعلى الرغم من إرتباط معدل النمو الفردي بعلاقة عكسية مع المستوى الأولي للدخل الفردي (0.0371 –) إلى أن فرضية تقارب β

المطلق بالنسبة لهذه المجموعة من البلدان غير محققة ، لأن هذه العلاقة غير معنوية (0.1516). بمعنى آخر يمكن القول أن البلدان الفقيرة خلال سنوات 70 لا تعرف نموا أكبر خلال الفترة 1970–2015. إذا فالبلدان ذات الدخل الفردي الضعيف لا تعرف نموا أكبر في المدى الطويل ، وبالتالي لا يمكنها أن تحقق نفس مستويات المعيشة للبلدان الغنية في المدى الطويل.

2.6.6. إختبار فرضية تقارب β الشرطي:

إن تحقق هذه الفرضية يشترط إرتباط معدل النمو الفردي خلال الفترة 1970–2015 بعلاقة عكسية مع مستوى الدخل الفردي لسنة 1980 ، وذلك بصورة غير مستقلة عن المتغيرات الشرطية للتوازن ($logn$ $logs_k$ و $logH$).

من أجل إختبار فرضية تقارب β المطلق نقوم بتقدير النموذج الآتي:

$$Dlogy_{it} = \alpha_{0i} + \lambda_t + \alpha_1 logy_{0it} + \alpha_2 logn_{it} + \alpha_3 logsk_{it} + \alpha_4 logH_{it} + \alpha_5 OUV_{it} + \alpha_5 D_1 + \alpha_6 D_2 + \varepsilon_{it}$$

يجب الإشارة إلى أنه عند تقدير النموذ ج الخاص بإختبار فرضية تقارب β الشرطي وجدنا أن المتغيرة $logH$ لا يكون لها تأثير على معدل النمو الفردي في النموذج ، لأن معاملها المرجح معدوم. هذا يعني أن متغيرة رأس المال البشري لا تعتبر متغيرة شرطية للتوازن ، فهي بهذا لا تتدخل في تحديد تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي لمختلف الاقتصاديات في المدى الطويل.

نظرتنا لعامل رأس المال البشري كانت على أساس أنه يمثل عامل إنتاجي. لكن العديد من الدراسات Easterly et Levine (2001) [40]، Upadhayay et Miller (2000) [41] و Edwards (1998) [42]) بينت أن رأس المال البشري لا يكون له تأثير على معدل نمو الناتج الداخلي الخام الفردي عندما يدرج على أساس أنه يمثل عامل إنتاجي مثل العمل و رأس المال

المادي. كما بين De la fuente et Domenecht (2000) [43] أن نوعية المعطيات التي تخص رأس المال البشري ، يمكنها أن تؤثر على طبيعة العلاقة بين رأس المال البشري و الناتج الداخلي الخام الفردي. كما يفسر Benhabib et Spiegel (1994) التأثير السالب وغير المعنوي لرأس المال البشري بإستعمال قاعدة بيانات Barro et Lee .

من جهة أخرى فإن إختبار تساوي وسائط المتغيرتين $logn$ و $logs_k$ (ولكن بإشارتين متعاكستين) يكون مقبولا، حيث يكون إختبار Wald في هده الحالة ذو معنوية احصائية ضعيفة (0.4949) (أنظر الجدولين 3 و 4 في الملحق). و بالتالي فإننا ندرج عند تقدير النموذج النهائي الذي يهتم بإختبار فرضية تقارب β الشرطي متغيرة واحدة تعبر عن الفرق بين المتغيرتين $logn$ و $logs_k$ والتي تعطى بـ $logs_k - logn$.

من خلال نتائج التقدير (أنظر الجدول رقم 1 في الملحق) نلاحظ :

- بأن معدل النمو الفردي والمستوى الأولي للدخل الفردي يرتبطان بعلاقة عكسية (-0.0622) وذات معنوية إحصائية عالية (0.0001) ، وذلك بصفة غير مستقلة عن المتغيرتين الشرطيتين $logn$ و$logs_k$ وبناءا على ذلك نقول أن فرضية تقارب β الشرطي صحيحة، ونقول أن المتغيرتان $logn$ و$logs_k$ تعتبران متغيرتان شرطيتان للتوازن في المدى الطويل. حيث تعطى سرعة تقارب الإقتصاديات نحو توازناتها الخاصة في هذه الحالة بـ :

$$\beta = \frac{-log\,(1-0.0622)}{5} = 0.0128$$

في حالة صدمة خارجية تبعده عن التوازن ،فإن الإقتصاد يعود إلى توازنه المستقر في المدى الطويل بسرعة تقدر بـ 1.28 % سنويا.

كما تعطى نسبة رأس المال في الدخل في هده الحالة بـ : $\alpha = \frac{0.806}{1+0.806} = 0.44$.

- زيادة معدل الإستثمار بـ 1% (أو إنخفاض معدل النمو الديمغرافي مضافا إليه معدل التقدم التكنولوجي و معدل إهتلاك رأس المال بـ 1%) تؤدي إلى زيادة معدل نمو الناتج الداخلي الخام الفردي بـ 0.0507 % وهذا مع بقاء كل المتغيرات الأخرى ثابتة. من هنا يمكن ان نقول :

- أثر زيادة معدل الإستثمار على معدل النمو يكون ذو صدمة إيجابية، أي أنه كلما كانت هناك معدلات إدخارية كبيرة وبالتالي معدلات إستثمارية كبيرة فإن ذلك من شأنه أن يرفع من معدلات الزيادة في الإنتاج والدخل وبالتالي زيادة معدل النمو الإقتصادي في البلد.

- يكون لمعدل النمو الديمغرافي أثر سلبي على النمو الإقتصادي، فكلما كانت هناك معدلات ديموغرافية كبيرة كانت هناك آثار سلبية على معدل زيادة الناتج والدخل. فإذا كان معدل النمو الديمغرافي أكبر من معدل نمو الناتج الداخلي الخام فهذا يؤدي إلى إنخفاض الناتج الداخلي الخام الفردي، بسبب زيادة عدد الأشخاص الذين ليسوا في سن العمل ، ومن جهة أخرى تكون فئة كبيرة من الطاقة موجهة لرعاية الأشخاص غير البالغين.

هذا يعطينا جوابا للسؤال التالي: وهو لماذا هناك بعض الدول غنية والبعض الآخر فقيرة ؟. والجواب هو أن الدول التي لها معدل إدخار (أو إستثمار) أكثر إرتفاعا تتمتع بقابلية أن تكون غنية ، أما الدول التي تكون فيها معدلات نمو سكانية كبيرة فإنها تتمتع بقابلية أن تكون بلدانا فقيرة.

بصفة عامة يمكن القول أن بعض البلدان متطورة وغنية وذلك لأنها تتمتع بمعدل إستثمار لرأس المال مرتفع و/أو معدل نمو ديموغرافي ضعيف و/أو رقي تقني قوي، والعكس نقوله بالنسبة للدول الفقيرة فإن أسباب الفقر في هذه الدول يرجع إلى إنخفاض معدل الإستثمار و/أو زيادة مفرطة في معدل النمو الديموغرافي و/أو ضعف التقدم التقني.

- إن الإنفتاح على العالم الخارجي يؤدي إلى توجيه الموارد نحو الإستعمالات الأكثر فعالية، ويعطي بذلك تأثيرات إيجابية على النمو الإقتصادي نتيجة للإنتشار التكنولوجي. ولكن هذه التأثيرات تتوقف على نوعيةمخزون رأس المال البشري المتوفر، حيث أنه إذا كانت اليد العاملة مؤهلة فإن هذا يسهل من إكتساب التكنولوجيا المحولة نتيجة للإنفتاح الإقتصادي، وبذلك يكون له تأثير أكبر على معدل النمو.

تبين نتائج التقدير المعطاة في الجدول رقم 1 أن تغير مؤشر الإنفتاح الإقتصادي بوحدة واحدة يؤدي إلى تغير معدل نمو الناتج الداخلي الخام الفردي بـ 0.0476 % في نفس الإتجاه (علاقة موجبة). و بناءا على ذلك يكون من المهم معرفة فيما إذا كان الإنفتاح الإقتصادي يعتبرسبب ًا في نمو البلدان الفقيرة بشكل أسرع من الغنية ، ومن ثم تقارب مستويات المعيشة لهذه البلدان. بالنسب ّة للإقتصاديات المفتوحة على الخارج هناك عدة أسباب لتوقع هذا التقارب:

- عندما تكون الفروقات في مستويات المعيشة ناتجة عن الفروقات في رأس المال الفردي، فإن التدفقات الرأسمالية للبلدان الغنية نحو الفقيرة تساهم في إنخفاض تشتت المداخيل الفردية بين البلدان.

- أما إذا كانت الفروقات في المداخيل الفردية مفسَّرة باستعمال تكنولوجيا إنتاج مختلفة، فإن إنتقال هذا التقدم التكنولوجي من البلدان الغنية نحو الفقيرة عند طريق تحويل المعرفة ، التكوين و الإستثمارات المباشرة للمؤسسات المتعددة الجنسيات أو شراء التجهيزات المتطورة من طرف البلدان النامية يساهم في تقارب مستويات المعيشة لهذه البلدان.

3.6.6. إختبار فرضية مجموعات التقارب:

من خلال نتائج تقدير النموذج :

$$Dlogy_{it} = \alpha_{0i} + \lambda_t + \alpha_1 log(y_{0it}) + \alpha_2 log(y_{0it})^2 + \alpha_3 log(y_{0it})^3 + \alpha_4 D_1 + \alpha_5 D_2 + \varepsilon_{it}$$

و المعطاة في الجدول رقم 1 في الملحق نلاحظ أن إشارة المعلمات لا تتوافق مع النموذج النظري ، وكل المعلمات لا تختلف عن الصفر بمعنوية كبيرة. وبناءا على ذلك نستنتج أنه لا وجود لمجموعات التقارب في هذا النموذج.

4.6.6. إختبار فرضية تقارب δ :

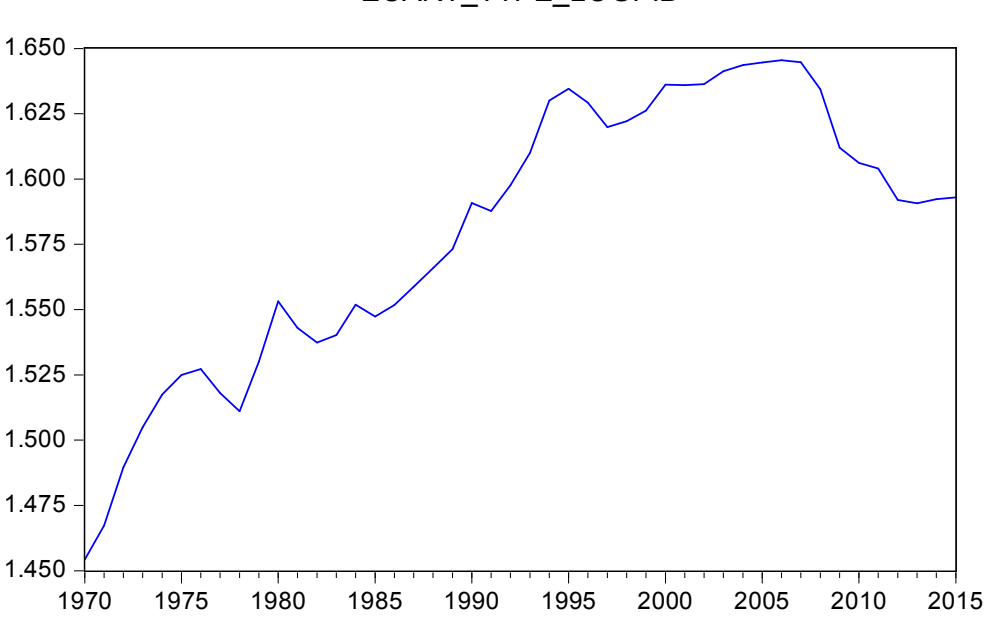
من أجل إختبار هذه الفرضية ، نحسب الإنحراف المعياري للمداخيل الفردية لكل البلدان و في كل فترة زمنية. نقول أن فرضية تقارب δ محققة ، إذا إنخفض الإنحراف المعياري مع مرور الزمن.

يبين المنحنى 2 تطور مؤشر الإنحراف المعياري عبر الزمن للوغاريتم الناتج الداخلي الخام الفردي لـ 121 دولة خلال الفترة 1970–2015. من خلال هدا المنحنى يمكن أن نميز مرحلتين :

- المرحلة الأولى 1970-2007 : يعرف فيها المنحنى إتجاها عاما متزايدا لتشتت الناتج الداخلي الخام الفردي بين مختلف البلدان ، حيث يرتفع الإنحراف المعياري من 1.4543 سنة 1970 إلى 1.6448 سنة 2007. و عليه يمكن القول بأن الفروقات في الناتج الداخلي الخام الفردي إرتفعت خلال هذه المرحلة ، بمعنى آخر نقول بأن البلدان تعرف تباعدا لمستوى الناتج الداخلي الخام الفردي بالمفهوم الذي يعرفه مصطلح تقارب δ خلال هده المرحلة.

- المرحلة الثانية 2007-2015 : يعرف فيها المنحنى إتجاها عاما متناقصا لتشتت المداخيل الفردية حيث ينخفض الإنحراف المعياري من 1.6448 سنة 2007 إلى 1.5929 سنة 2015. وعليه يمكن القول بأن فرضية تقارب δ محققة بنسبة كبيرة خلال هذه المرحلة.

المنحنى 2 : تقارب δ.



المصدر : إعداد الباحث.

خاتمة:

– إرتكزت الدراسة التجريبية لتقارب الناتج الداخلي الخام الفردي لمجموعة من البلدان في هذا العمل في التحليل على نماذج المعطيات الطولية. وإنطلاقا من النتائج المتحصل عليها يتبين لنا أن هذه الأخيرة تصحح تحيزا إحصائيا كبيرا للمعلمات المقدرة ، ولكنها تعرف صعوبات معتبرة عند التقدير وإختيار المتغيرات الأدواتية الملائمة (طريقة GMM).

– لا تعرف البلدان الفقيرة بداية نموا أكبر في المدى الطويل، وبالتالي فإنها لا تستدرك تأخيرها ولا تلحق بالبلدان المتطورة.

– محيط إقتصادي ملائم، يعني هذا معدل إستثمار مرتفع، درجة إنفتاح تجاري كبيرة، و مستوى منخفض للنمو الديموغرافي، كل هذه عوامل تؤدي إلى إرتفاع معدل النمو وتحسن المستوى المعيشي للأفراد.

– يعتبر الإستثمار في رأس المال المادي عاملا محددا للنمو الإقتصادي في المدى الطويل، فهو بهذا يدعم تقارب مستويات المعيشة لمختلف الاقتصاديات في المدى الطويل.

– إن الإنفتاح على العالم الخارجي وإنتقال رؤوس الأموال و التكنولوجيا يسمح بتحقيق إنتاجيات حدية مرتفعة لعوامل الإنتاج في البلدان الفقيرة، ومن ثم تحقيق معدلات نمو مرتفعة في هذه البلدان.

المراجع:

- [1] Florian Bonnet, 2014, Inégalités de sante, inégalités de revenus et convergence internationale : une analyse sur la période 1960-2000, Université Paris 1: Economies et finances, pp 7-13.
- [2] Bernard A. et Durlauf A.S. (1996), Interpreting tests of the convergence hypothesis. journal of economitrics No. 71, June. pp 161-173.
- [3] De Montbrial T. et Fauchart E. 2007, introduction à l'économie, 4 Edition DUNOD, PARIS, P 372.
- [4] Larre B. et Torres R. 1991, La Convergence est elle Spontanée ? , Revue économique de L'OCDE, n°16,pintemps, pp195-198.
- [5] Allaoui Z. et Chkir A. 2006, Globalisation, Convergence and Economic growth, MPRA working papers, , febrary, pp 1-30.

- [6] Koleda G. 2008, introduction d'analyse économique, Second version , école central PARIS, pp 148-149.
- [7] Katheline Schubert K. 2000, Macro économie, Comportement et croissance,2 Edition, Vuibert, PARIS, pp 235-236.
- [8] Benassy A. et al. 2004, politque économique, 1 édition, édition de boeck, PP 316-363.
- [9] Galor, O. 1996, Convergence? Inferences from Theoretical Models, Economic Journal, 106, pp 1056-1069.
- [10] Artelaris P., Kallioras D., Petrakos G. 2010, Regional inequalities and convergence clubs in the European Union new member-states, Eastern journal of European studies, Volume 1, Issue 1, pp 113-133.
- [11] Bensidoun I. et Boone L. 1998, la notion de convergence, Edition la découverte, PARIS , PP102-103.
- [12] Chtterji M. 1992, Convergence clubs and endogenous growth, Oxford Review of Economic Policy, Vol. 8, No. 4, New approches to economic growth, pp. 57-69.
- [13] Beine M. et Docquier F. 2000, croissance et convergence économiques des régions, 1 Edition , Deboeck , pp 210-211.
- [14] Summers R. et Heston A. 1988, A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels Estimates for 130 Countries, 1950-1985, Review of Income and Wealth, 34, pp 1-25.
- [15] Sala-i-Martin, X. 1996, The Classical Approach to Convergence Analysis, Economic Journal, 106, pp 1019–1036.
- [16] Milanovic B. 2005, Worlds Apart : Global and International Inequality 1950-2000, Princeton University Press, pp 1-47.
- [17] Dollar, D., 2001, Globalization, Inequality, and Poverty since 1980, Development Research Group, The World Bank, pp 1-39.
- [18] Faberger J., Mowerie D et Nelson R. 2005, The Oxford handbook of Innovation, Oxford University press.

- [19] Mankiw N., Romer D. et Weil D. 1992, A contribution to the empirics of Economic growth, Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, pp 407-437.
- [20] Benhabib J., Spiegel M. M. 1994, The Role of Human Capital in Economic Development : Evidence from Aggregate Cross-Country Data, Journal of Monetary Economics, Vol. 34, p. 143-173.
- [21] Lucas R. E. 1988, On the Mechanics of Economic Development, Journal of Monetary Economics, Vol. 22, p. 3-42.
- [22] Azariadis, C. and Drazen, A. 1990, Threshold Externalities in Economic Development, Quarterly Journal of Economics, 105, pp 510-526.
- [23] Barro R. J. 1991, Economic Growth in a Cross Section of Countries, Quarterly Journal of Economics, Vol. 106, p. 407-443.
- [24] Barro, R. J., et X. Sala-i Martin 1995, Economic Growth. McGraw Hill, New York.
- [25] Caselli F., Esquivel G. et Lefort F. 1996, Reopening the Convergence Debate : a new Look at the Cross-Country Growth Empirics, Journal of Economic Growth, Vol. 1, n°3, pp 363-89.
- [26] Islam N. 1995, Growth Empirics: A Panel Data Approach, Quarterly Journal of Economics, Vol. CX: pp 1127-1170, November.
- [27] Mankiw G. N. 1995, The growth of nations, Booking papers on economic activity, 1, pp 275-326.
- [28] Howitt P. et Mayer-Foulkes D. 2002, R&D, Implementation and Stagnation: A Schumpeterian Theory of Convergence Clubs, NBER Working Papers n° 9104, Cambridge, MA : National Bureau of Economic Research.
- [29] Kumar S. et Russell R. R. 2002, Technological Change, Technological Catch-up, and Capital Deepening : Relative Contributions to Growth and Convergence, The American Economic Review, Vol. 92, no. 3, pp 502-526.
- [30] Poilon G. 2006, Education, investissement public et croissance en Europe : une étude en panel, OFCE, Paris, PP 1-14.

- [31] Boccanfuso D., Savard L. et Savy E.B. 2009, Capital humain et Croissance, Evidences sur données des pays africains, Université de Sherbrooke, pp 37-38.
- [32] Guellec D., Ralle P. 2003, Les nouvelles théories de la croissance, 5eme éd, La Découverte, Paris, p 34.
- [33] Romer D. 1990, Endogenous Technological Change, Journal of Political Economy, Vol. 98, no. 5, pp 71-102, October.
- [34] Marzocchi S. et Martin P. 1997, Modèle de croissance néoclassique et flux de capitaux, Economie Internationale, no. 72, 4ème trimestre.
- [35] Arellano, M. et Bond S.R. 1991, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, Review of Economic Studies, 58, pp 277-297.
- [36] Blundell R., Bond S. 1998, Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, Journal of Econometrics, Vol. 87, n°1, pp 115-143.
- [37] Maurice J.G. Bun et Frank Windmeijer F. 2009, The weak instrument problem of the system GMM estimator in dynamic panel data models, Discussion Paper, UvA-Econometrics, pp 1-48.
- [38] Blundell R., Bond S. 2000, GMM estimation with persistent panel data : An application to production functions, Econometric reviews, 19(3), pp 321-340.
- [39] Baum F. B. 2013, Dynamic Panel Data estimators, EC 823: Applied Econometrics, Boston College, pp 1-50.
- [40] Easterly W. & R. Levine 2001, It is not Factor Accumulation : Stylized Facts and Growth Models, World Bank Economic Review, Vol. 15, n°. 2.
- [41] Miller S. M. et M. P. Upadhyay 2000, The Effect of Openness, Trade Orientation and Human Capital on Total Factor Productivity, Journal of Development Economics, Vol. 63, n°. 2, pp. 399-423.

- [42] Edwards, S. 1998, Openness, Productivity and Growth: What Do We Really Know? Economic Journal, 108, pp 383-398.
- [43] De la Fuente Angel et Rafael Doménech 2002, Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make? An Update and Further Results, CEPR Discussion Papers n° 3587.

الملاحق :

التعريف بالمتغيرات المستعملة في الدراسة ومصادر المعطيات :

المتغيرات	التعريف	المصدر
$Dlogy$	معدل نمو الناتج الداخلي الخام الفردي الحقيقي.	تم حسابها من طرف الباحث بالإعتماد على قاعدة بيانات البنك العالمي.
$logy_0$	لوغاريتم مستوى الناتج الداخلي الخام الفردي الحقيقي الأولي.	تم حسابها من طرف الباحث بالإعتماد على قاعدة بيانات البنك العالمي.
$logn$	لوغاريتم معدل النمو الديمغرافي.	قاعدة بيانات البنك العالمي.
$logs_k$	لوغاريتم معدل الإستثمار (نسبة الإستثمار الكلي إلى الناتج الداخلي الخام الإجمالي).	قاعدة بيانات البنك العالمي.
$logH$	رأس المال البشري :لوغاريتم متوسط سنوات الدراسة للأشخاص الذين يفوق سنهم 25 سنة.	قاعدة بيانات Barro Lee.
OUV	مؤشر لدرجة الإنفتاح التجاري للإقتصاد (نسبة مجموع الصادرات و الواردات إلى الناتج الداخلي الخام الإجمالي).	تم حسابها من طرف الباحث بالإعتماد على قاعدة بيانات البنك العالمي.

قائمة الدول المستخدمة في العينة :

الجزائر	الكونغو	الهند	موريطانيا	روسيا	الا.ع.م
الارجنتين	كوستاريكا	اندونيسيا	موريشيوس	رواندا	انجلترا
استراليا	ساحل العاج	ايران	المكسيك	السعودية	الو.م.ا
النمسا	كوبا	ايرلندا	المغرب	السنغال	فنزويلا
البحرين	الدنمرك	ايطاليا	ناميبيا	السيشل	زيمبابوي
بنغلادش	الاكوادور	جمايكا	نيبال	السيراليون	انتيغوا و بربودا
بلجيكا	مصر	اليابان	هولندا	سنغافورة	جزر البهاما
البنين	السلفادور	الاردن	نيوزلندا	جنوب	بربا دوس
بوليفيا	فنلندا	كينيا	نيكاراغوا	افريقيا	بليز
بوتسوانا	فرنسا	كوريا	النيجر	اسبانيا	بوتان
البرازيل	الغابون	الكويت	نيجيريا	سيريلانكا	كولومبيا
بلغاريا	غامبيا	ليسوتو	النرويج	السودان	تركيا
بوركينافاسو	المانيا	ليبيريا	عمان	سورينام	بروناي
الكاميرون	غانا	لوكسمبورغ	باكستان	سوازيلندا	بوروندي
كندا	اليونان	ماكاو سار	بنما	السويد	جزر القمر
افريقياالوسطى	قواتيمالا	مدغشقر	البراغواي	سويسرا	قبرص
تشاد	الهند راس	مالاوي	البيرو	تايلند	دومينيكا
التشيلي	هونغ كونغ	ماليزيا	الفلبين	الطوغو	ج.الدومينيكان
الصين	الماجر	مالي	البرتغال	ترينيداد	فيجي
غينياإ.	اسلندا	مالطا	بورتوريكو	توباغو	غيانا
الاورغواي				تونس	
				غينيا بيساو	

الجدول1: نتائج إختبار فرضية تقارب الناتج الداخلي الخام الفردي.

المتغيرة التابعة	طريقة العزوم المعممة GMM		
$Dlogy$	تقارب β المطلق	تقارب β الشرطي	فرق التقارب
$logy_0$	-0.0371 (0.1516)	-0.0622^{***} (0.0001)	**0.4943** **(0.6401)**
$logn$	-	-	-
$logs_k$	-	-	-
$logH$	-	-	-
OUV	-	0.0476^{***} (0.0011)	-
$logs_k - logn$	-	0.0507^{**} (0.0142)	-
$logy_0^{\,2}$	-	-	**-0.0574** **(0.6178)**
$logy_0^{\,3}$	-	-	**0.0020** **(0.6193)**
D_1	-0.0320^{***} (0.0001)	-0.0225^{**} (0.0369)	-0.0421^{**} **(0.0146)**
D_2	0.0259^{***} (0.0006)	0.0223^{***} (0.0003)	0.0227^{**} **(0.0113)**
Arellano-Bond AR(2)	1.2719 (0.3012)	- 0.7374 (0.4608)	**1.0779** **(0.2811)**
Sargan-hansan j-statistc	2.22E-30	2.7561 (0.4307)	**0.9452** **(0.8144)**

تعبر القيم بين قوسين عن مستوى معنوية المعلمات المقدرة (P-value). حيث * تعني ان المعلمات معنوية عند 1% و ** تعني ان المعلمات معنوية عند 5% .**

الجدول 2: إختبار فرضية تقارب β المطلق.

Dependent Variable: DLOGY
Method: Panel Generalized Method of Moments
Transformation: First Differences
Date: 11/19/17 Time: 22:23
Sample (adjusted): 2010 2015
Periods included: 6
Cross-sections included: 121
Total panel (unbalanced) observations: 688
Difference specification instrument weighting matrix
Instrument specification: LOGY0(-2) D1 D2
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGY0	-0.037106	0.025848	-1.435519	0.1516
D1	-0.032019	0.007980	-4.012127	0.0001
D2	0.025961	0.007487	3.467483	0.0006

Effects Specification

Cross-section fixed (first differences)

Mean dependent var	0.002711	S.D. dependent var	0.038795
S.E. of regression	0.036542	Sum squared resid	0.914716
J-statistic	2.22E-30	Instrument rank	3

Arellano-Bond Serial Correlation Test
Equation: EQ04
Date: 11/23/17 Time: 01:46
Sample: 2007 2015
Included observations: 688

Test order	m-Statistic	rho	SE(rho)	Prob.
AR(1)	-1.789125	-0.146465	0.081864	0.2017
AR(2)	-1.428332	-0.104941	0.073471	0.3158

الجدول 3 : إختبار فرضية تقارب β الشرطي.

Dependent Variable: DLOGY
Method: Panel Generalized Method of Moments
Transformation: First Differences
Date: 11/19/17 Time: 22:48
Sample (adjusted): 2011 2015
Periods included: 5
Cross-sections included: 107
Total panel (unbalanced) observations: 421
Difference specification instrument weighting matrix
Instrument specification: LOGY0(-2) LOGN(-2) LOGINV(-2) OUV(-2) D1 D2 LOGN(-3) LOGINV(-3) OUV(-3) LOGY0(-3)
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGY0	-0.064059	0.015068	-4.251401	0.0000
LOGN	-0.040029	0.021260	-1.882848	0.0604
LOGSK	0.052802	0.017521	3.013632	0.0027
OUV	0.030427	0.017214	1.767526	0.0779
D1	-0.024930	0.010789	-2.310769	0.0213

الجدول 3 : (تابع).

D2	0.022313	0.005803	3.844962	0.0001

Effects Specification

Cross-section fixed (first differences)

Mean dependent var 0.000386 S.D. dependent var 0.024194

S.E. of regression	0.023787	Sum squared resid	0.234808
J-statistic	5.484617	Instrument rank	10
Prob(J-statistic)	0.241085		

Dependent Variable: DLOGY
Method: Panel Generalized Method of Moments
Transformation: First Differences
Date: 11/19/17 Time: 22:38
Sample (adjusted): 2011 2015
Periods included: 5
Cross-sections included: 107
Total panel (unbalanced) observations: 421
Difference specification instrument weighting matrix
Instrument specification: LOGY0(-2) D1 D2 LOGSK-LOGN(-2) LOGY0(-3) LOGSK-LOGN(-3) OUV(-2) OUV(-3)
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGY0	-0.062260	0.016123	-3.861631	0.0001
LOGSK-LOGN	0.050793	0.020629	2.462221	0.0142
OUV	763840.0	0.018318	061106.2	0.0011
D1	-0.022514	0.010755	-2.093274	0.0369
D2	0.022373	0.006172	3.624893	0.0003

Effects Specification

Cross-section fixed (first differences)

Mean dependent var	0.000386	S.D. dependent var	0.024194
S.E. of regression	0.025146	Sum squared resid	0.263055
J-statistic	2.756151	Instrument rank	8
Prob(J-statistic)	0.430769		

Arellano-Bond Serial Correlation Test
Equation: EQ02
Date: 11/23/17 Time: 01:48
Sample: 2007 2015
Included observations: 420

Test order	m-Statistic	rho	SE(rho)	Prob.
AR(1)	0.137088	0.001207	0.008804	0.8910
AR(2)	-0.737483	-0.004503	0.006106	0.4608

الجدول 4 : نتائج إختبار Wald.

Wald Test:
Equation: EQ05

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.682550	415	0.4953
F-statistic	0.465874	(1, 415)	0.4953
Chi-square	0.465874	1	0.4949

Null Hypothesis: -C(2)=C(3)
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-C(2) - C(3)	-0.012772	0.018712

Restrictions are linear in coefficients.

الجدول 5 : إختبار فرضية مجموعات التقارب.

Dependent Variable: DLOGY
Method: Panel Generalized Method of Moments
Transformation: First Differences
Date: 11/19/17 Time: 22:56

Sample (adjusted): 2011 2015
Periods included: 5
Cross-sections included: 120
Total panel (unbalanced) observations: 567
Difference specification instrument weighting matrix
Instrument specification: LOGY0(-2) LOGY02(-2) LOGY03(-2) D1 D2
LOGY0(-3) LOGY02(-3) LOGY03(-3)
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGY0	0.494393	1.056949	0.467755	0.6401
LOGY02	-0.057432	0.115033	-0.499261	0.6178
LOGY03	0.002057	0.004138	0.497114	0.6193
D1	-0.042155	0.017203	-2.450482	0.0146
D2	0.022782	0.008959	2.542920	0.0113

Effects Specification

Cross-section fixed (first differences)

Mean dependent var	0.000992	S.D. dependent var	0.036636
S.E. of regression	0.038941	Sum squared resid	0.852237
J-statistic	0.945241	Instrument rank	8
Prob(J-statistic)	0.814499		

الجدول 5 : (تابع).

Arellano-Bond Serial Correlation Test
Equation: EQ03
Date: 11/23/17 Time: 01:50
Sample: 2007 2015
Included observations: 567

Test order	m-Statistic	rho	SE(rho)	Prob.

AR(1)	-1.777782	-0.217117	0.122128	0.1505
AR(2)	1.077931	0.042648	0.039565	0.2811

المنحنى 1 : إختبار النقاط البعيدة.