التقارب الاقتصادي في إفريقيا: مقاربة باستخدام نظام GMM الديناميكي

Economic Convergence in Africa: Evidence from GMM dynamic approach

العقاب محمد[1]، شيبوط سليمان[2]

Elaguab Mohammed[1], Chibout Slimane[2]

[1]جامعة زيان عاشور– الجلفة (الجزائر)، مخبر MQEMADD، Mh.elaguab@univ-djelfa.dz

[2]جامعة زيان عاشور– الجلفة (الجزائر)، مخبر MQEMADD، S.chibout@univ-djelfa.dz

تاريخ الاستلام: 2020/03/01 تاريخ القبول:2020/10/05 تاريخ النشر 2020/10/18

ملخص:

تهدف هذه الورقة البحثية إلى دراسة ظاهرة التقارب الاقتصادي ضمن عينة تتكون من 29 دولة افريقية خلال الفترة (1985–2018)، وأكدت النتائج على أن النمو الاقتصادي الحاصل في إفريقيا ساعد كثيراً على التقليل من التشتت بين دول العينة على الأمد البعيد.

وبالاعتماد على طريقة العزوم المعممة التي توفر لنا مقدر تقاربي في حالة النماذج الديناميكية، توصلت الدراسة إلى أن الدول الإفريقية منخفضة الدخل تنمو بوتيرة أكبر من الدول الإفريقية مرتفعة الدخل مما يولد حالة للتقارب، غير أن كل دولة تتقارب نحو وضعها التوازني الخاص بها والذي يتحدد على أساس الخصائص الذاتية لكل اقتصاد وبالتالي فان التقارب مشروط حسب إمكانيات كل بلد. ويمكن لدول العينة أن تختزل 10% في العام من الفجوة التي تفصلها عن وضعها التوازني الذي تتقارب نحوه على الأمد البعيد، وفي زمن قدره حوالي 23 عام يمكن لدول العينة أن تنجز نصف الفجوة.

كلمات مفتاحية: الدول الإفريقية، النمو الاقتصادي، التقارب، طريقة العزوم المعممة.

تصنيفات **JEL**: C23، C1 ، O47

Abstract:

This article aims to study the convergence economic of 29 African countries over the period 1985-2018 by using the GMM dynamic approach.

[1] **المؤلف المرسل**: العقاب محمد، **الإيميل**: Mh.elaguab@univ-djelfa.dz

The obtained results show that the economic growth in Africa has led to reduce the inequality between the studied countries in the long run. Indeed, the low income African countries are growing faster than the high income countries, and thereby the convergence between them will be reached. However, each country tends to converge towards its own equilibrium state namely the conditional convergence. In that context, the gap between the studied countries will be reduced by 10% in one year, and 50% throughout the 23 years.

Keywords: African countries; Economic growth; Convergence; GMM approach

JEL Classification Codes: O47, C1, C23

1. مقدمة:

يَعتبر العديد من المراقبين أن العولمة، التي تفرض نفسها على البلدان الأفريقية بمزاياها وعيوبها وما يصاحبها من مخاطر نظامية، ظاهرة لا تفيد سوى البلدان المتقدمة. وبالتالي، اعتبر العديد من الباحثين أن التكامل الاقتصادي يعد إستراتيجية ضرورية لضمان الاندماج المتناغم للاقتصاديات الأفريقية في النسيج الاقتصادي العالمي. وفي هذا الصدد، سارعت العديد من دول القارة منذ بداية التسعينيات إلى إنشاء تكتلات اقتصادية إقليمية لمواجهة الإجراءات الحمائية التي تفرضها الدول المتقدمة على تجارتها الدولية، لذالك كان هناك دعم من الحكومات الإفريقية لتبني التقارب الاقتصادي كآلية للتكامل الإقليمي باعتباره عنصرا هاما من استراتيجياتها الإنمائية.

وفقا للفكر الاقتصادي، يرى منظري التكامل أنه يجب على الدول التي تشهد مستويات مختلفة من النمو الاقتصادي أن تقوم أولاً بإجراء تغييرات هيكلية ومؤسسية واسعة، وذلك لتحقيق التقارب الاقتصادي، وقد حدد خبراء التكامل الاقتصادي خمس مستويات لتحقيق تكامل اقتصادي ناجح، تتمثل فيما يلي: أولاً، إنشاء منطقة تجارة حرة من خلال الدخول في ترتيبات تجارية ثنائية متعددة الأطراف. ثانياً، إنشاء اتحاد جمركي. ثالثاً، إنشاء السوق المشتركة. رابعاً، تحقيق التكامل الاقتصادي. خامساً، توحيد العملة وتحقيق التكامل النقدي.

وتجدر الإشارة أن أفريقيا لديها كل الظروف المثالية لتحقيق تقارب اقتصادي، انطلاقاً من تواجد نمو سكاني مطرد، وبالأخص الشباب، والذين هم الوصفة المثالية للاقتصاد المزدهر لتوفير القوى العاملة، بالإضافة إلى وفرة الموارد الطبيعية، هذا ما مكن مؤخراً عشرة اقتصادات، من تحقيق أسرع نمو في إفريقيا عام 2018.

1.1. إشكالية الدراسة: تتمحور إشكالية الدراسة حول التساؤل التالي:

إلى أي مدى يمكن أن يؤدي النمو الاقتصادي في إفريقيا إلى حدوث ظاهرة التقارب الاقتصادي؟

2.1. فرضيات الدراسة: ارتكزنا في دراستنا على الفرضية الأساسية التالية:

يؤدي النمو الاقتصادي المستمر إلى إمكانية حدوث تقارب اقتصادي بين الدول الإفريقية.

3.1. أهمية الدراسة: تتجلى أهمية الدراسة في أن مسألة التقارب والتكامل الاقتصادي تعتبر من أهم الأولويات الراهنة للاقتصاديات الإفريقية، وبالتالي أصبحت الحاجة ملحة لمعرفة ودراسة مستوى التقارب الاقتصادي وسرعته في إفريقيا.

4.1. أهداف الدراسة: تهدف هذه الدراسة إلى التعرف على وضعية النمو الاقتصادي في القارة الإفريقية، وهذا لاختبار مدى إمكانية تحقيق التقارب الاقتصادي للاستفادة من مزايا التكامل الاقتصادي.

5.1. منهج الدراسة: بغرض تحقيق أهداف الدراسة واختبار فرضياتها نعتمد على المنهج الوصفي لتحديد العلاقة بين النمو الاقتصادي و التقارب في إفريقيا، وكذلك المنهج الاستقرائي المتضمن لاستخدام أساليب التحليل الإحصائي لاختبار التقارب الاقتصادي ضمن دول عينة الدراسة.

6.1. الدراسات السابقة:

دراسة (Aliero & Olarinde, 2019) بعنوان: " Institutions, Macroeconomic Policies and Economic Growth in Africa: Evidence from Panel Data Policies" هدفت هذه الدراسة إلى دراسة دور المؤسسات والسياسات في تقارب النمو في إفريقيا، لعينة مكونة من 50 دولة إفريقية خلال الفترة (1990-2014)، وذلك باستخدام النظام الديناميكي المعمم (GMM) لتقدير

النموذج، وتوصلت الدراسة أن تحقيق التقارب المؤسسي يتم على أساس وضع سياسات تنسجم مع وضع نسبة مئوية من مواردها لبناء مؤسسات نوعية، وضرورة وضع دراسات مستقبلية حول القارة الإفريقية تحدد فيه معالم الضعف المؤسساتي الذي ينعكس على التنمية الاقتصادية.

دراسة (Semanou, 2019) بعنوان: " Comparative Analysis of Growth Convergence in Selected West African Countries" هدفت هذه الورقة إلى دراسة β التقارب الاقتصادي ضمن دول غرب إفريقيا مع التركيز على (بينين، ساحل العاج، غانا وتوغو) خلال الفترة (1990-2017). ولتحقيق أهداف الدراسة استخدم الباحث الإحصاء الوصفي وأدوات الاقتصاد القياسي، وقد خلصت الدراسة إلى استمرار الفجوة الواضحة في الدخل بين بلدان غرب أفريقيا مما أدى إلى عدم وجود حالة للتقارب المطلق في المنطقة وعندئذ تم رفض تنبؤات النظرية النيوكلاسيكية وقبول وجود تجمعات متقاربة في غرب إفريقيا. كما أن البلدان منخفضة الدخل مثل بنين وتوغو لديها دخل ثابت أقل مقارنة بغانا وكوت ديفوار.

دراسة (Bahmani-Oskooee, Chang, Elmi, & Ranjbar, 2017) بعنوان: "Re-examination of the convergence hypothesis among OECD countries: Evidence from Fourier quantile unit root test" هدفت هذه الورقة إلى إعادة النظر في فرضية التقارب في الدخل الحقيقي للفرد بين 18 دولة ضمن منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية (OECD) نحو الولايات المتحدة كاقتصاد مرجعي خلال الفترة (1870-2015)، وبإجراء اختبارات جذر الوحدة للفواصل الهيكلية المتعددة عن طريق سلسلة توسع (Fourier)، توصل الباحث إلى أن الصدمات السلبية الناجمة عن الحربين العالميتين الأولى والثانية أو الأزمات المالية لها آثار عابرة في بلدان مثل اليابان وألمانيا، بينما في دول أخرى مثل إيطاليا وفرنسا لها تأثيرات دائمة على التقارب الاقتصادي.

دراسة (Siry Bah, 2015) بعنوان: " Real convergence in West African Economic and Monetary Union (WAEMU)" كان الغرض من هذه الدراسة هو البحث في إمكانية وجود تقارب حقيقي ضمن دول الاتحاد الاقتصادي والنقدي لغرب إفريقيا (WAEMU) خلال فترة الدراسة (1960-2010)، وأكد الباحث على أهمية الأخذ في الاعتبار الفواصل الهيكلية (الصدمات) عند

تحليل عملية التقارب، وكذلك السماح لعدد مختلف من الفواصل الهيكلية في تواريخ مختلفة لكل بلد. وأظهرت النتائج أن هناك تقارب عشوائي في خمسة بلدان في (WAEMU). علاوة على ذلك ، أظهر التقارب أن بوركينا فاسو ومالي منخرطان في عملية اللحاق بالركب، توغو تتقارب نحو متوسط العينة بينما تختلف النيجر والسنغال عنه.

دراسة (Khan, 2014) بعنوان:" Economic Convergence In The African Continent: Closing The Gap " هدفت هذه الدراسة إلى تحليل التقارب الاقتصادي المشروط لعينة مكونة من 32 دولة إفريقية خلال الفترة (1960-2008)، وذلك باستخدام النظام الديناميكي المعمم (GMM) لتقدير النموذج، وتوصلت الدراسة أن معدلات تقارب الدخل أقل من معدلات الناتج المحلي الإجمالي لكل عامل، هذا الاختلاف بين معدلي التقارب ناتج عن الاتجاه الثابت في نسبة العمال إلى عدد السكان. وهذا يعني أن النمو في أفقر البلدان الأفريقية يتم تعزيزه من خلال "عامل اللحاق بالركب". ومع ذلك، لم يتم ترجمة التقارب من حيث الناتج المحلي الإجمالي للعامل بالكامل إلى تقارب دخل الفرد. بسبب التركيبة السكانية في أفريقيا حيث لعب النمو السكاني المستمر دوراً هاماً في خفض التقارب بين الدخل في بلدانها.

2. توقعات النمو الاقتصادي في إفريقيا

هناك الكثير من النقاش حول من حفز نمو أفريقيا منذ مطلع الألفية. ولا يوجد توافق في الآراء بشأن الأهمية النسبية للعوامل الخارجية مقابل العوامل الداخلية لتعزيز النمو. لقد استفادت أفريقيا بالفعل من سياق خارجي مواتٍ للغاية لصادراتها ولجذب رؤوس الأموال، والتي تمثلت في ارتفاع أسعار بعض صادراتها والمتمثلة في الوقود الأحفوري، والمعادن والمنتجات الزراعية بشكل كبير، بما في ذلك المناخ المناسب للاقتصاد الكلي. ووفقاً للبنك الدولي فإن العوامل الرئيسة الحالية للنمو في المنطقة هي الاستثمار في البنية التحتية، وانتعاش في القطاع الزراعي، وقطاعات الخدمات المزدهر. (Zamfir, 2016, p. 9)

يقدر النمو الاقتصادي في أفريقيا بنحو 3.4% لعام 2019، وهو نفس المعدل في عام 2018. وعلى الرغم من استقراره، فإن معدل النمو هذا يقل بمقدار 0.6 نقطة مئوية عن المعدل المتوقع لعام

2020. ويُعزَى ذلك إلى تباطؤ النمو لأكبر خمس دول في القارة (الجزائر، مصر، المغرب، نيجيريا وجنوب إفريقيا) والتي نمت بشكل مشترك بمعدل متوسط بلغ 3.1%، مقارنة بمتوسط 4.0% لبقية اقتصادات القارة. في حين أن نمو الناتج المحلي الإجمالي لأفريقيا أعلى بشكل هامشي من المتوسط العالمي البالغ 3.0% لعام 2019 وكذلك أعلى من المتوسط للاقتصادات المتقدمة في 1.7%. كما أنه يتجاوز الاقتصادات الناشئة والنامية خارج أفريقيا، باستثناء الصين والهند. (African Development Bank Group, 2020, p. 16) والشكل التالي يوضح ذلك:

الجدول 1: معدل نمو الناتج العالمي والناتج المحلي الإجمالي

التغير السنوي %	2021[b]	2020[b]	2019[a]	2018	2017
العالم	2.7	2.5	2.3	3.0	3.2
الاقتصادات المتقدمة	1.7	1.5	1.7	2.2	2.4
الو.م.أ	1.8	1.7	2.2	2.9	2.4
اليابان	1.3	0.9	0.7	0.8	1.9
الاتحاد الأوروبي	1.7	1.6	1.4	2.0	2.6
الاقتصادات النامية	4.3	4.0	3.4	4.2	4.5
إفريقيا	3.5	3.2	2.9	2.7	2.9
شمال إفريقيا	3.7	3.6	3.4	2.6	4.0
شرق إفريقيا	6.2	6.0	6.0	6.3	5.4
وسط إفريقيا	3.1	2.9	2.7	1.6	0.3
غرب إفريقيا	3.8	3.6	3.5	3.3	2.7
جنوب إفريقيا	1.9	0.9	0.3	0.9	1.1
الصين	5.9	6.0	6.1	6.6	6.8
الهند[c]	6.3	6.6	5.7	6.8	7.2
تجارة عالمية[d]	3.2	2.3	0.3	3.9	5.7

Source:(United Nations New York, 2020, p. 3)

a مقدرة جزئيا، b التوقعات، c أساس السنة المالية، d تشمل السلع والخدمات.

ويتضح من الجدول السابق أن القارة الأفريقية قد حققت معدل نمو متزايد، وكان أداء إقليم شرق أفريقيا عام 2018 هو الأحسن حيث حقق معدل نمو نسبته 6.3% يليه إقليم غرب إفريقيا، ولكن انخفض أدائهما عام 2019 لتتقارب أقاليم غرب إفريقيا وشمال أفريقيا بمعدل نمو متوسط 3.4%، يليهم إقليم وسط أفريقيا محققا معدل نمو قيمته 2.7%. وهو نفس المعدل الذي حققته القارة ككل، ثم الجنوب الأفريقي وهو أقل الأقاليم أداءً حيث بلغ معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي 0.3%.

3. مؤشرات التقارب الاقتصادي الإفريقي

تسارعت وتيرة النمو الاقتصادي في إفريقيا، وبدأ مستوى الفقر ينخفض في نهاية الأمر، ونزلت نسبة السكان الذين يعيشون في فقر مدقع، وتحسنت الصحة، وانخفضت نسبة وفيات الأطفال قبل بلوغهم سن الخامسة، وانخفضت الوفيات بسبب الإصابة بمرض الملاريا إلى النصف، وانخفضت الوفيات الناتجة عن كل من فيروس نقص المناعة البشرية/ الايدز والسل بمقدار الثلث، والتحق ما يزيد على ثلاث أرباع الأطفال بالمدارس الابتدائية، حيث تبشر هذه الاتجاهات العامة بالخير في المستقبل، لأنها علامة على بداية قاعدة قوية من مهارات رأس المال البشري. (راديليت، 2016، صفحة 8)

هذه المؤشرات انعكست بشكل ايجابي على مسار تشكل الأقاليم الاقتصادية في إفريقيا، وبالتأكيد ستنعكس على الدول الأعضاء في العملية التكاملية؛ فإن استفادة الدول الأقل نمواً من مشروعات التكامل سوف يزيد من التزامها بالعملية التكاملية، ويعمل على اتساع السوق التكاملي بين الدول الأعضاء. (عاشور مهدي، 2010، صفحة 39)

كما أن تجارب التكامل الاقتصادي الإفريقي من خلال المنظمات والهيئات الإقليمية (COMESA، ECCAS، بنك التنمية الإفريقي.....)، كان له دور بارز في خلق حركية تجارية للمبادلات و زيادة الاستثمارات مما يعزز من ترقية حجم التعاون البيني. إلا أن وضعية الاقتصاد الإفريقي بالنسبة للاقتصاد العالمي مازالت متأخرة، فالقارة الإفريقية تستوعب 13% من سكان العالم، إلا أنها لا تحوز على أكثر من 3% من إجمالي الناتج العالمي، ونصيبها من حجم التجارة العالمية لم يتعدى 2%، كما أن الاستثمار الأجنبي في إفريقيا لم يزد عن 1% من حجم الاستثمار الأجنبي على المستوى العالمي. (محسن حسن، 2019، صفحة 6)

4.مراجعة لنهج التقارب الاقتصادي

يعد المنشأ الأساسي لظاهرة التقارب الاقتصادي هو وجود آلية تناقص العوائد الحدية على عوامل الإنتاج مثل رأس المال المادي، فالاقتصاديات التي تملك رأس مال أقل للعامل الواحد تميل إلى أن يكون لها معدلات عائد على رأس المال أعلى و بالتالي معدلات نمو اقتصادي أكبر، و هذا يسمح لها بتقليص

الفجوة بينها و بين الدول الغنية واستدراك الفارق و بالتالي حدوث ظاهرة التقارب أو اللحاق الاقتصادي، و في إطار التكتلات الاقتصادية و التي تسمح بانتقال رؤوس الأموال من الدول الغنية نحو الدول الفقيرة والذي يؤدي إلى زيادة التراكم الرأسمالي لدى هذه الدول و يسرع من عملية النمو الاقتصادي مما يولد عملية التقارب خلال الزمن لدول التكتل الاقتصادي. (Robert, 1991, p. 407)

و يعتبر (Baumol, 1986) أول من تكلم عن مفهوم التقارب الاقتصادي الحديث و المقصود به استدراك الدول الفقيرة للدول الغنية، واعتمد في عملية نمذجة ظاهرة التقارب على نموذج (Solow) للنمو الاقتصادي. و يكون نوع التقارب مطلق أم مشروط على حسب المعالم المحددة للحالة المستقرة هل هي متماثلة لكل الاقتصاديات أم مختلفة.

فالدراسات القياسية الحديثة للنمو الاقتصادي عبر البلدان أدت بالباحثين إلى ضرورة وضع نمذجة لظاهرة التقارب الاقتصادي من اجل استيعاب كل الحقائق التجريبية التي أكدت على حدوث التقارب في الكثير من التجمعات الاقتصادية، و على العموم يوجد ثلاث مقاربات لمفهوم التقارب، β- التقارب المطلق، β- التقارب المشروط و σ- التقارب. (Bernard & Durlauf, 1995, p. 99)

وكانت البداية مع β- التقارب المطلق والذي يرتكز على فرضية أن كل اقتصاديات العينة متشابهة هيكلياً و تستعمل نفس تكنولوجيا الإنتاج (الفرضية الأساسية للنموذج النيوكلاسيكي)، وبالتالي فان كل اقتصادات تؤول في الأمد البعيد إلى نفس وضع التوازن و تنمو فيما بعد بنفس معدل النمو الاقتصادي و الذي يوافق معدل النمو التكنولوجي. ففي عينة من الاقتصاديات و بين زمن بداية الدراسة 0 و زمن نهاية الدراسة T تكون المعادلة على النحو التالي:(Xavier & Sala-i-Martin, 1996, p. 1334)

$$[\ln(y_{iT}/y_{i0})]/T = \alpha + \beta\ln(y_{io}) + \zeta_i \quad ; \quad \zeta_i \to i.i.d(0,\sigma_\zeta^2)$$

حيث أن y_{it} يمثل حصة الفرد من الناتج للاقتصاد i عند زمن نهاية الدراسة T. و y_{i0} يمثل حصة الفرد من الناتج للاقتصاد i عند زمن بداية الدراسة. فيكون $[\ln(y_{iT}/y_{i0})]/T$ يمثل متوسط معدل نمو حصة الفرد من الناتج للاقتصاد i بين الفترتين 0 و T. و نقول أن اقتصاديات العينة تحقق فرضية β- التقارب المطلق إذا كانت مقدرة β سالبة و ذات معنوية، و عندئذٍ يكون معدل نمو حصة الفرد من الناتج

بين الفترتين 0 و T يرتبط عكساً مع المستوى الابتدائي لحصة الفرد من الناتج، أي أن الاقتصاديات الفقيرة تنمو بسرعة أكبر من الاقتصاديات الغنية.

و على أساس التحليل السابق تكون عبارة سرعة التقارب على النحو التالي: $\mu=[\ln(1-T\beta)]/T$ أما المدة اللازمة لكي ينجز اقتصاديات العينة نصف الفجوة التي تفصلهم عن الحالة المستقرة على الأمد البعيد أي عن وضع التقارب هي: $\tau=[\ln(2)]/\mu$ ، و في إطار اختبار فرضية β–التقارب المطلق فان اغلب الدراسات التي قام بها العديد من الباحثين أكدت على أن هذه الفرضية تكون مرفوضة في اغلب الحالات لما تكون العينة المدروسة تضم العديد من الدول غير متشابهة من حيث الخصائص الهيكلية، غير أنها تكون مقبولة فقط في حالة العينات المتجانسة. و في الحقيقة هذا الانتقاء المسبق و المدروس لأفراد العينة يؤدي بنا إلى رفض فرضية β–التقارب المطلق و التفكير في فرضية التجمعات المتقاربة.(Vu, 2013, p. 47)

إن فرضية β–التقارب المشروط والتي تعني أن الحالة المستقرة التي يؤول إليها كل اقتصاد عل المدى البعيد تختلف بين اقتصاديات العينة، أي أن كل اقتصاد تتحدد حالته المستقرة على حسب إمكانياته الهيكلية الخاصة. و عليه فإننا نقوم بإضافة مجموعة من المتغيرات التفسيرية في معادلة التقارب المطلق حيث أنها تسمح هذه المتغيرات بمراقبة الاختلاف في المسارات التي يسلكها كل اقتصاد عل المدى البعيد و نكتب:(Young, Higgins, & Levy, 2013, p. 239)

$$[\ln(y_{iT}/y_{i0})]/T=\alpha+\beta\ln(y_{io})+\psi X_i+\zeta_i \quad ; \quad \zeta_i \to i.i.d(0,\sigma_\zeta^2)$$

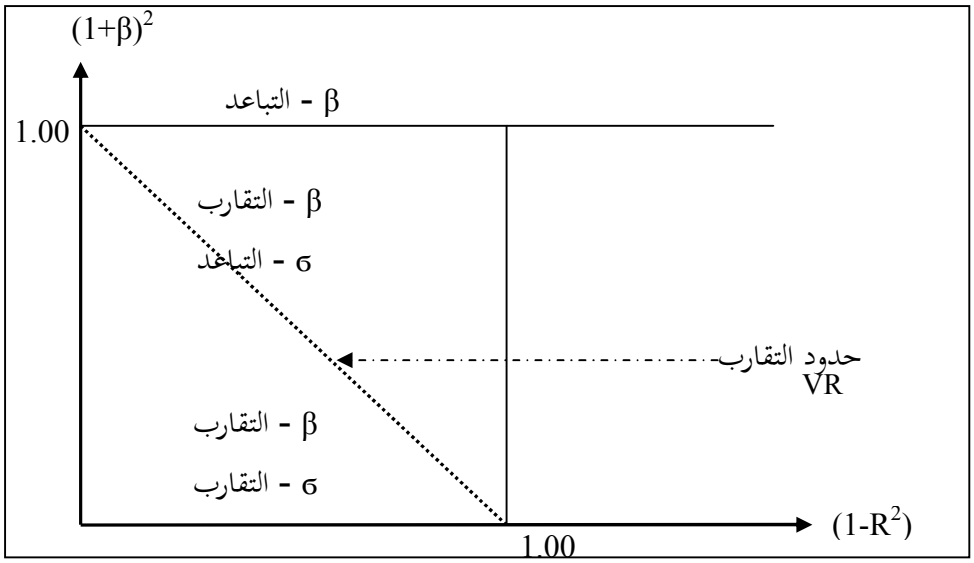
حيث أن (X_i) يمثل مجموعة المتغيرات التفسيرية التي تحدد وضع التوازن للاقتصاد i. ونقول أن اقتصاديات العينة تحقق فرضية β–التقارب المشروط إذا كانت مقدرة β سالبة و ذات معنوية، و عندئذٍ يكون متوسط معدل النمو لحصة الفرد من الناتج بين الفترتين 0 و T يرتبط عكساً مع المستوى الابتدائي لحصة الفرد من الناتج، أي أن الاقتصاديات الفقيرة تنزع للنمو بسرعة أكبر من الاقتصاديات الغنية مما يؤدي إلى اختزال جزء من الفجوة التي تفصل الاقتصاديات الفقيرة عن الاقتصاديات الغنية. غير أن كل اقتصاد يؤول إلى وضع التوازن الخاص به الذي يتحدد على حسب قيم متغيرات (X_i) التي تختلف من اقتصاد إلى آخر.

إن شرط تحقق β-التقارب المشروط هو أن تصل دول العينة إلى مستويات مشتركة لبعض المتغيرات الاقتصادية و غير الاقتصادية (معدل الادخار، معدل النمو السكاني، العمالة، النفقات الحكومية، الاستثمار الأجنبي، احترام القانون، حقوق الملكية الفكرية، درجة الحرية السياسية.....الخ) التي من شانها مراقبة اختلاف مسارات المدى الطويل، و الدول التي لا تشترك في نفس الخصائص الهيكلية تتبع مسارات توازنية مختلفة، لا يحدث لها تقارب إلا إذا اقتربت مساراتها.

أما فيما يتعلق بمفهوم σ-التقارب فهو يختص بدراسة و تحليل تطور الانحراف المعياري للوغاريتم حصة الفرد من الناتج لمجموعة من الدول، فإذا كان هذا المؤشر يتناقص على طول فترة الدراسة يمكننا القول بحدوث ظاهرة σ-التقارب. (Quah, 1996, p. 1363)

و من اجل تحليل العلاقة بين β و σ-التقارب، نعتمد على معادلة β-التقارب المطلق و يمكننا صياغة المعادلة السابقة على النحو التالي: $V[\ln(y_{iT})] = (1+\beta)^2 V[\ln(y_{i0})] + V(\zeta_i)$، فإذا كان σ-التقارب محقق، يكون لدينا: $VR = \frac{V[\ln(y_{iT})]}{V[\ln(y_{i0})]} \pi 1 \Rightarrow \frac{(1+\beta)^2}{R^2} \pi 1 \Rightarrow (1+\beta)^2 \pi R^2 \Rightarrow (1+\beta)^2 \pi 1 \Rightarrow \beta \pi 0$

الشكل 1: العلاقة بين β و σ- التقارب



Source : (Fuss, 1999, p. 233)

حيث أن R^2 يمثل معامل التحديد لمعادلة β–التقارب المطلق، وعليه فان وجود β– التقارب يعتبر شرط ضروري و لكنه غير كافي لتحقق ظاهرة σ–التقارب. فوجود σ–التقارب يكون نتيجة توفر آليتين متضادتين، فالأولى تتضمن نزعة كل الاقتصاديات للعودة نحو المتوسط أي أنها تتقارب نحو نفس المستوى و بالتالي وجود حالة β–التقارب، أما الآلية الثانية فتتعلق بوجود صدمات خاصة تخضع لها كل الاقتصاديات تجدد التشتت و على الدوام. و عليه فان ظاهرة σ–التقارب هي نتيجة المزج بين الآليتين السابقتين غير انه يجب أن يكون اثر β–التقارب اكبر من الآثار العشوائية للآلية الثانية، والشكل1 يوضح ذلك بيانياً. (Furceri, 2005, p. 214)

5. التحليل التجريبي: الاختبار والتقييم

1.5. وصف بيانات عينة الدراسة

نهتم في هذا الجزء باختبار و تقييم نتائج الدراسة التطبيقية لظاهرة التقارب الاقتصادي بأنواعها ضمن 29 دولة افريقية والتي تتوفر بياناتها على قاعدة البنك العالمي بنسخته الحديثة خلال فترة الدراسة، وقائمة الدول الإفريقية المقترحة للدراسة هي (الجزائر، جنوب إفريقيا، بوتسوانا، بوركينا فاسو، بوروندي، كاميرون، الرأس الأخضر، الكونغو، كوت ديفوار، مصر، الغابون، غامبيا، غانا، كينيا، مدغشقر، مالاوي، موريس، موريتانيا، نيجيريا، نيجر، روندا، سنغال، سيشل، سودان، تشاد، توقوا، تونس وافريقيا الوسطى).

حيث نعتمد على معدل نمو حصة الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي كمؤشر على النمو الاقتصادي يتم إدراجه في معادلات التقارب كمتغير تابع يساعدنا على تتبع ظاهرة التقارب المحتملة ضمن الدول الإفريقية المقترحة خلال الفترة 1985 إلى غاية 2018، ونقترح حصة الفرد من رأس المال المادي k بالأسعار الثابتة، حصة الصادرات من الناتج Exp، حصة الواردات من الناتج Imp، حصة الاستثمار الأجنبي الوارد من الناتج Inver، معدل التضخم المحسوب على أساس أسعار الاستهلاك Inf، معدل النمو السكاني Pop كمتغيرات تفسيرية نتوقع أنها تساعدنا على شرح وتفسير الظاهرة محل الدراسة. وفي العناصر التالية نستعرض النتائج القياسية مع المناقشة.

2.5. تحليل نتائج σ–التقارب

على اعتبار أن دول عينة الدراسة خضعت لنمو اقتصادي متزايد خلال فترة الدراسة، فإننا ندرس تشتت دول العينة بدلالة متوسط لوغاريتم حصة الفرد من الناتج في العام Moyenne، وبينت دراسة مستويات تكامل هذين المتغيرين أنهما متكاملتين من الدرجة الأولى وعندئذ مكننا اختبار الحدود من التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من متوسط حصة الفرد من الناتج نحو تشتت حصة الفرد من الناتج (انظر الملحق1)، و نتيجة تقدير معادلة الأجل الطويل لـ σ–التقارب في الشكل التالي:

الشكل 2: نتيجة تقدير معادلة الأجل الطويل لـ σ–التقارب

$$DECARTYPE(t) = \underset{(17.39)^{*}}{2.89} - \underset{(-12.43)^{*}}{1.31}\ MOYENNE(t-1) - \underset{(21.75)^{*}}{0.011}\ t + e(t)$$

Obs.=32 ; R^2-adjusted=97% ; Bounds Test=13.74 ; Skewness=0.26 ; Kurtosis=2.28
J.B.=1.06 ; B.G. Serial Corrélation LM=9.13 ; B.P.G. Heteroscedasticity LM=2.42

المصدر: من إعداد الباحثين بناءاً على مخرجات برنامج EVIEWS10، انظر الملحق 01؛

(.): تعبر عن الإحصائية المحسوبة لاختبار (Student) و * تمثل قبول المعلمة إحصائيا عند 1%.

من خلال نتيجة تقدير نموذج ARDL(2,2) فان بواقي النموذج تشويش ابيض يخضع للتوزيع الطبيعي، ومعامل تصحيح الخطأ معنوي عند 1% وبإشارة سالبة مما يؤكد على قبول العلاقة التوازنية في الأجل البعيد، كما أن معلمات الآجل الطويل مقبولة إحصائيا عند مستوى معنوية 1% ومستقرة حسب اختباري (CUSUM) و (CUSUM SQ) (انظر ملحق01). وبالنظر إلى مقدرات معلمات النموذج فان الدول الإفريقية تختزل في كل عام 0.011 من الاختلافات التي بينها في حصة الفرد من الناتج، كما أن زيادة متوسط لوغاريتم حصة الفرد من الناتج الحقيقي لدول عينة الدراسة بوحدة واحدة في العام الحالي تساعد على التقليل من التشتت بقيمة قدرها 1.31 في العام القادم، وهذه النتيجة تؤكد على تحقق فرضية σ–التقارب ضمن عينة الدول الإفريقية.

3.5. مناقشة نتائج تقديرات β–التقارب للدراسة المقطعية

نعمل في هذا الجزء على دراسة و تحليل ظاهرة β–التقارب ضمن العينة المقترحة للدراسة و يكون ذلك على أساس دراسة مقطعية لا وجود لعامل الزمن فيها و إنما نأخذ المتوسطات الحسابية للوغريتم كل

متغير من المتغيرات التفسيرية خلال فترة الدراسة، أما عن المتغير التابع DLPIBH فيمثل معدل نمو حصة الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي خلال فترة الدراسة لكل دولة، ونسجل النتائج في الجدول التالي:

الجدول 2: نتائج تقديرات β–التقارب للدراسة المقطعية

التقارب المشروط		التقارب المطلق		
GMM	**OLS**	**GMM**	**OLS**	**Meths./Vbls.**
-18.36 (0.00)	-6.27 (0.22)	0.13 (0.96)	0.59 (0.78)	C
-0.62 (0.00)	-0.55 (0.16)	0.16 (0.69)	0.28 (0.77)	LPIBH1985
4.79 (0.00)	3.03 (0.00)			LK
-0.18 (0.03)	-1.03 (0.01)			LPOP
-3.64 (0.00)	-2.10 (0.47)			LEXP/LIMP
2.88 (0.00)	1.41 (0.06)			LINF
2.15 (0.00)	1.09 (0.50)			LINVER
27	29	27	29	Obs.
42%	64%	1.27%	0.3%	R-Squared
7.06 (0.93)	/	1.04 (0.59)	/	J-Stat.
21	/	4	/	N^{bre} Inst.
Residual test				
8.37 (0.75)	4.71 (0.96)	9.48 (0.66)	11.60 (0.47)	Q-Stat.
0.24 (0.88)	1.16 (0.55)	0.85 (0.65)	1.03 (0.59)	Jarque Bera
3.45	2.13	2.16	2.24	Kurtosis
0.05	-0.22	0.13	0.27	Skewness
2.93%	2.42%	/	/	μ
23.64	28.64	/	/	τ
0.34	0.32	/	/	VR

المصدر: من إعداد الباحثين بناءاً على مخرجات برنامج EVIEWS10 انظر الملحق 02؛

(.): تمثل الاحتمال المرافق للإحصائية المحسوبة لاختبار الفرضية المعدومة H0.

بالنسبة لتقديرات معادلة التقارب المطلق فهي مرفوضة بسبب أن مقدرة β معامل سنة البدء موجبة وغير معنوية وهذا باستعمال طريقتي التقدير (OLS) و (GMM) مما يؤكد على عدم صلاحية التقارب المطلق، أما فيما يخص التقارب المشروط فباستعمال طريقة (OLS) مقدرة β بالإشارة الصحيحة غير أنها إحصائيا مرفوضة حتى عند مستوى معنوية 10%، غير انه باستعمال طريقة (GMM) تصبح كل مقدرات المعالم ذات معنوية إحصائية مقبولة عند 5% كما أن مقدرة β بالإشارة المطلوبة وهذا يدعم صحة فرضية التقارب المشروط، وبخصوص طريقة العزوم المستعملة فان الاحتمال المرافق لاختبار (J-Stat.) يؤكد على صلاحية العزوم المستعملة، أما بواقي النموذج فأكدت كل الاختبارات على أنها تشويش ابيض

يتوزع طبيعياً وهذا يؤكد على صلاحية مقدرات طريقة العزوم. وبالنسبة لسرعة التقارب فهي منخفضة وقد بلغت 2.93% أي أن كل دولة من دول العينة يمكنها أن تختزل 2.93% في العام من الفجوة التي تفصلها عن التوازن الذي تتقارب نحوه على المدى البعيد فمن اجل انجاز نصف الفجوة يلزم 23.64 عام، كما أن (VR=0.34≤1) مما يدل على انخفاض تشتت دول عينة الدراسة وتحقق فرضية σ-التقارب.

4.5. تحليل ومناقشة نتائج تقديرات β-التقارب المشروط للدراسة الطولية

من خلال هذا الفرع ندرس ظاهرة β-التقارب ضمن البيانات الطولية لعينة الدراسة ونسجل النتائج في الجدول التالي:

الجدول 3: نتائج تقديرات β-التقارب المشروط للدراسة الطولية

Fixed	Random	Fixed	Pooled	Models
GMM	GLS	LSDV	OLS	Meths./Vbls.
0.121 (0.00)	-0.081 (0.00)	0.106 (0.02)	-0.074 (0.00)	C
-0.032 (0.00)	0.00005 (0.98)	-0.030 (0.00)	0.001 (0.44)	LPIBH1985
0.014 (0.00)	0.017 (0.00)	0.014 (0.00)	0.020 (0.00)	LK
0.012 (0.00)	0.007 (0.00)	0.011 (0.00)	0.002 (0.07)	LPOP
0.032 (0.00)	-0.0005 (0.96)	0.031 (0.05)	-0.016 (0.17)	LEXP/LIMP
-0.009 (0.00)	-0.004 (0.13)	-0.009 (0.00)	-0.001 (0.57)	LINF
0.019 (0.00)	0.015 (0.00)	0.021 (0.00)	0.012 (0.01)	LINVER
928	957	957	957	Obs.
98.18%	6.67%	21.56%	6.6%	R-Squared
/	/	6.28		Fisher Stat.*
/	67.22 (0.00)		/	Hausm. Test
8.95 (0.34)	/	/	/	J-Stat.
43	/	/	/	N^{bre} Inst.
/	1111.15 (0.00)	1267.48 (0.00)	1098.25 (0.00)	B. Pagan LM
/	23.72 (0.00)	29.21 (0.00)	23.27 (0.00)	Pesaran LM
/	11.60 (0.00)	15.67 (0.00)	11.29 (0.00)	Pesaran CD
10.05%	/	13.95%	/	μ
22.75	/	22.75	/	τ

(.): تمثل الاحتمال المرافق للإحصائية المحسوبة لاختبار الفرضية المعدومة H0؛

*: اختبار إمكانية وجود اثر فردي ضمن النموذج (Model specification test).

نختبر في البداية إمكانية وجود اثر فردي بين دول العينة ونعتمد في ذلك على نتيجة اختبار (Fisher) و الذي بلغت قيمة إحصائيته المحسوبة (F_{cal}=6.28) وهي اكبر من القيمة المجدولة [F_{tab}(28 ;922)=1.57] وبالتالي يمكننا رفض الفرضية المعدومة عند مستوي معنوية 5% والإقرار بوجود

اثر فردي بين الدول وهي بذلك تختلف من حيث الثابت، وبغرض تحديد نوع هذا الأثر نعتمد على الاحتمال المرافق لاختبار (Hausmen Test) والذي يمكننا من رفض الفرضية المعدومة و الإقرار بان هناك ارتباط بين المتغيرات المفسرة و الأثر الفردي، و عليه يكون النموذج الملائم لبيانات عينة الدراسة هو من نوع الأثر الثابت (Fixed) و الذي يمنحنا مقدرات متسقة في هذه الحالة. و يعني هذا أن دول العينة تتفق من ناحية معاملات المتغيرات المفسرة و تختلف في قيم الثابت و هذا الاختلاف يتحدد على أساس قيم المتغيرات المفسرة لكل دولة. (Gujarati, 2004, pp. 640-647)

ومن خلال نتائج تقدير نموذج الأثر الفردي بطريقة (LSDV)، فان المعنوية الفردية للمعالم مقبولة عند مستوي 5% ومقدرة β معامل السنة السابقة للوغاريتم حصة الفرد من الناتج سالبة مما يؤكد على حدوث ظاهرة التقارب المشروط ضمن دول العينة وبسرعة قدرها 13.95% لكل عام، أما بخصوص صلاحية النموذج فان الاحتمالات المرافقة لاختبارات (Breusch Pagan) و(Pesaran) لارتباط الذاتي للبواقي بين الدول والارتباط التسلسلي للبواقي لكل دولة تؤكد على قبول فرضية وجود ارتباط ذاتي بين بواقي الدول والارتباط التسلسلي داخل كل دولة وهذه النتيجة تجعل من مقدرات المعالم ليست بأقل تباين مما يفقدها خاصية الكفاءة وبالتالي يصبح النموذج مرفوض ويجب البحث عن تقديرات أفضل. (Kojo, Nazlioglu, & Wolde-Rufae, 2014, p. 390)

وبغرض البحث عن تقديرات أفضل لمعادلة التقارب، فإننا نستعمل طريقة العزوم المعممة (GMM) المناسبة في حالة النماذج الديناميكية، وباستعمال 43 متغير مساعد وفق مصفوفة أداة الترجيح (2sls) أكد لنا اختبار (J-Stat.) على صلاحية العزوم المستعملة وباحتمال قدره (0.34) وبالتالي عدم وجود ارتباط تقاربي للمتغيرات المساعدة مع حد الخطأ العشوائي للنموذج. (Hsiao & Zhang, 2015, p. 314)

وحتى نتأكد من صلاحية بواقي النموذج اختبرنا استقرارية السلاسل الطولية للبواقي، وباستعمال اختبارات الاستقرارية للبيانات الطولية الأكثر استعمالاً والتي ترتكز كلها في الفرضية المعدومة على وجود جذر وحدة وعدم استقرارية السلسلة. (Maddala & Wu, 1999, pp. 632-638)

وعلى حسب النتائج فان كل الاختبارات تؤكد على رفض فرض العدم عند مستوى معنوية 1% والتأكيد على عدم وجود جذر وحدة وبالتالي استقرارية البواقي وهذه النتيجة تدعم مرة أخرى صلابة مقدرات طريقة العزوم المستعملة.(انظر الملحق 03)

وبالنظر لنتيجة تقدير معالم النموذج بطريقة العزوم فان كل مقدرات المعالم ذات معنوية إحصائية مقبولة عند 1% فقط كما أن إشارتها تتوافق مع الطرح النظري، بالإضافة إلى ذلك فان معامل التحديد قد بلغ القيمة 0.98 مما يعني أن 98% من تباين المتغيرة الداخلية مفسرة على أساس متغيرات النموذج بمعنى آخر أن 98% من معدل نمو حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي مشروحة ضمن النموذج. كما أن معدل نمو حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي يرتبط عكسياً مع لوغاريتم حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي بتأخير سنة و هذا يعني أن الدول ضعيفة الدخل تنمو بسرعة اكبر من الدول الغنية مما يولد حالة للتقارب غير أن معدل النمو لا يتحدد على أساس هذا المتغير فقط بل هناك متغيرات أخرى و هي السابقة الذكر و هذه المتغيرات هي التي تحدد و ضع التوازن الذي تؤول إليه كل دولة على المدى البعيد و يكون ذلك على حسب إمكانياتها الذاتية. و عليه فان هذا التحليل يدعم فرضية β-التقارب المشروط.كما أن سرعة التقارب قد بلغت القيمة 10.05% أي أن كل دولة من دول العينة يمكنها أن تختزل 10.05% في العام من الفجوة التي تفصلها عن و ضع التوازن الذي تتقارب نحوه على المدى البعيد فمن اجل انجاز نصف الفجوة يلزم 22.75 عام.

6. خاتمة:

تكمن أهمية هذه الدراسة في أن مسألة التقارب الاقتصادي تعتبر من أهم الأولويات الراهنة للاقتصاديات الإفريقية، وهذا للاستفادة من مزايا التكامل الاقتصادي. وبالتالي أصبحت الحاجة ملحة لمعرفة مستوى التقارب الاقتصادي وسرعته في إفريقيا.

وضمن عينة تتكون من 29 دولة افريقية قمنا باختبار فرضية التقارب الاقتصادي ومدى قدرة المتغيرات التفسيرية المقترحة على تحقيق ذلك خلال الفترة (1985-2018)، وأكدت النتائج على قبول فرضية σ-التقارب ضمن الدول الإفريقية المقترحة والتي تختزل 0.011 من الاختلافات التي بينها في

حصة الفرد من الناتج في كل عام، كما أن زيادة متوسط لوغاريتم حصة الفرد من الناتج الحقيقي لدول عينة الدراسة بوحدة واحدة في العام الحالي تساعد على التقليل من التشتت بقيمة قدرها 1.31 في العام القادم.

وفيما يخص فرضية β-التقارب فان الدراسة المقطعية تؤكد على قبول الفرضية ولكن بشكل المشروط فقط وباستعمال طريقة العزوم التي توفر لنا مقدر تقاربي في حالة النماذج الديناميكية. وكانت سرعة التقارب في هذا النموذج منخفضة حيث بلغت القيمة 2.93% أي أن كل دولة من دول العينة يمكنها أن تختزل 2.93% في العام من الفجوة التي تفصلها عن وضع التوازن الذي تتقارب نحوه على المدى البعيد فمن اجل انجاز نصف الفجوة يلزم 23.64 عام، كما أن الدراسة دلت على انخفاض تشتت دول عينة الدراسة مما يؤكد على صحة فرضية σ-التقارب مرة أخرى.

أما في دراسة البيانات الطولية فتوصلنا إلى أن النموذج المناسب لبيانات عينة الدراسة هو نموذج الأثر الثابت، و بالاعتماد على طريقة العزوم المعممة منحتنا هذه الطريقة مقدرات للمعالم مقبولة اقتصاديا وإحصائيا، كما أن الدول منخفضة الدخل تنمو بوتيرة اكبر من الدول مرتفعة الدخل وبسرعة قدرها 10.05% مما يولد حالة للتقارب ويمكن لدول العينة أن تختزل 10.05% في العام من الفجوة التي تفصلها عن وضعها التوازني الذي تتقارب نحوه على الأمد البعيد، وفي زمن قدره 22.75 عام يمكن لدول العينة أن تنجز نصف الفجوة. ويتحدد وضع التوازن التقاربي الذي تؤول إليه كل دولة على المدى البعيد على أساس إمكانيات كل دولة، وهذا يؤدي بنا إلى التأكيد على فرضية β-التقارب المشروط ونفي فرضية التقارب المطلق، وهذه النتيجة تتوافق مع الكثير من الدراسات القياسية المتعلقة بمواضيع فكر اقتصاديات النمو عبر البلدان. وعلى ضوء ما توصلت إليه الدراسة من نتائج يمكن تقديم التوصيات التالية:

- تعزيز التعاون الاقتصادي الإفريقي لمجابهة التحديات الداخلية والخارجية؛
- تدعيم برامج تطوير البنية التحتية بين الأقاليم الاقتصادية الإفريقية الفرعية؛
- ضرورة إقامة مشروعات مشتركة في مجال الاستثمارات لتدعيم الاقتصاد الإفريقي؛
- استكمال منطقة التجارة الحرة الإفريقية والبدء في تنفيذها لزيادة التبادل التجاري البيني،

➢تعزيز التقارب الاقتصادي والتكامل المالي بين الدول الإفريقية، للمرور إلى مراحل التكامل الأخرى.

7. قائمة المراجع:

1. African Development Bank Group. (2020, January 30). *African Economic Outlook 2020*. Consulté le February 10, 2020, sur Developing Africa's Workforce for the Future: https://www.afdb.org/en/documents/african-economic-outlook-2020
2. Aliero, H. M., & Olarinde, M. O. (2019). Institutions, Macroeconomic Policies and Economic Growth in Africa: Evidence from Panel Data Policies. *Journal of Asian Development , 5* (2), 112-132.
3. Bahmani-Oskooee, M., Chang, T., Elmi, Z. (., & Ranjbar, O. (2017). Re-examination of the convergence hypothesis among OECD countries: Evidence from Fourier quantile unit root test. *International Economics* , 1-9.
4. Baumol, W. J. (1986). Productivity growth – Covergence and welfare: Whate the long run – data show. *The American Economic Review , 76* (5), 1072-1085.
5. Bernard, A., & Durlauf, S. (1995). Convergence in international output. *Journal of Applied Econometrics , 10* (2), 97–108.
6. Furceri, D. (2005). β and ϭ-convergence: A mathematical relation of causalit. *Economics Letters , 89*, 212–215.
7. Fuss, C. (1999). Mesures et teste de convergence: une revue de la littérature. *Revue de l'OFCE , 69*, 221-249.
8. Gujarati, D. N. (2004). *Econométrie* (éd. 4 éme édition). (B. Bernier, Trad.) université de Bruxelles.
9. Hsiao, C., & Zhang, J. (2015). IV, GMM or likelihood approach to estimate dynamic panel models when either N or T or both are large. *Econometrics , 187*, 312-322.
10. K.M. Vu .(2013) .A note on interpreting the beta-convergence effect .*Economics Letters*.49–46 ،*118* ،
11. Khan, F. a. (2014). Economic Convergence In The African Continent: Closing The Gap. *South African Journal of Economics , 82* (3), 354-370.
12. Kojo, M., Nazlioglu, S., & Wolde-Rufae, Y. (2014). Financial development, trade openness and economic growth in African countries: New insights from a panel causality approach. *Economic Modelling , 37*, 386–394.
13. Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A Comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford bulletin of economics and statistics* , 631-652.
14. Quah, D. T. (1996). Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review , 40*, 1353-1375.
15. Robert, J. B. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics , 106* (3), 407-446.

16. Semanou, A. N. (2019). Comparative Analysis of Growth Convergence in Selected West African Countries. *Business and Economic Research , 9* (3), 87-101.
17. Siry Bah, M. (2015). Real convergence in West African Economic and Monetary Union (WAEMU).*Economics Letters* ,19-23.
18. United Nations New York. (2020, jan 20). *World Economic Situation Prospects.* Consulté le February 3, 2020, sur World Economic Situation Prospects;: https://www.un.org/development/
19. desa/dpad/wp-content/uploads/sites/45/WESP2020_FullReport.pdf
20. Xavier, X., & Sala-i-Martin. (1996). Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review , 40*, 1325-1352.
21. Young, A. T., Higgins, M. J., & Levy, D. (2013). Heterogeneous convergence. *Economics Letters , 120*, 238–241.
22. Zamfir, I. (2016). Africa's economic growth, Taking off or slowing down?,. *European Parliamentary Research Service* , 1-27.
23. حسن محسن حسن. (1 جويلية, 2019). ملامح التكامل الاقتصادي في افريقيا و منطقة القرن الافريقي .. مؤشرات اجمالية !! تاريخ الاسترداد 14 فيفري, 2019، من مركز مقديشو للبحوث و الدراسات: http://mogadishucenter.com/2019/07/ملامح-التكامل-الاقتصادي-في-إفريقيا-وم
24. ستيفن راديليت. (2016). نهضة افريقيا هل توقفت؟ مجلة التمويل والتنمية ، 53 (2)، 6 - 11.
25. محمد عاشور مهدي. (2010). مستقبل التكامل الإقليمي في إفريقيا- قراءة في ضوء الدوافع والتحديات-. قراءات افريقية ، 6 (1)، 28 - 41.

8. ملاحق:

الملحق 01: نتائج تقديرات ARDL–التقارب

		UNIT ROOT TEST TABLE (PP)				UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)			
		ECARTYPE	MOYENNE	d(ECARTYPE)	d(MOYENNE)	ECARTYPE	MOYENNE	d(ECARTYPE)	d(MOYENNE)
With Constant	t-Stat.	-1.85	1.29	-6.53	-3.32	-1.89	0.72	-6.47	-3.36
	Prob.	0.35	1.00	0.00	0.02	0.33	0.99	0.00	0.02
		n0	n0	***	**	n0	n0	***	**
With Constant & Trend	t-Stat.	-1.52	-1.98	-8.07	-3.74	-1.70	-2.16	-6.69	-3.74
	Prob.	0.80	0.59	0.00	0.03	0.73	0.50	0.00	0.03
		n0	n0	***	**	n0	n0	***	**
Without Constant & Trend	t-Stat.	2.80	3.41	-5.38	-2.18	2.63	2.30	-5.33	-2.32
	Prob.	1.00	1.00	0.00	0.03	1.00	0.99	0.00	0.02
		n0	n0	***	**	n0	n0	***	**

Notes: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1%.
and (no) Not Significant, *MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Dependent Variable: ECARTYPE
Method: ARDL
Date: 02/18/20 Time: 14:31
Sample (adjusted): 1987 2018
Included observations: 32 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): MOYENNE
Fixed regressors: C @TREND
Number of models evaluated: 20
Selected Model: ARDL(2, 2)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
ECARTYPE(-1)	0.337398	0.170029	1.984361	0.0583
ECARTYPE(-2)	-0.431574	0.163890	-2.633317	0.0143
MOYENNE	-0.523794	0.111382	-4.702701	0.0001
MOYENNE(-1)	0.484678	0.172670	2.806968	0.0096
MOYENNE(-2)	-0.348395	0.111953	-3.111980	0.0046
C	3.776248	0.737167	5.122647	0.0000
@TREND	0.010564	0.002075	5.089644	0.0000

R-squared	0.981115	Mean dependent var	1.058643
Adjusted R-squared	0.976583	S.D. dependent var	0.044725
S.E. of regression	0.006844	Akaike info criterion	-6.940215
Sum squared resid	0.001171	Schwarz criterion	-6.619585
Log likelihood	118.0434	Hannan-Quinn criter.	-6.833935
F-statistic	216.4685	Durbin-Watson stat	2.040063
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: ECARTYPE
Selected Model: ARDL(2, 2)
Date: 02/18/20 Time: 15:31
Sample: 1985 2018
Included observations: 32

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ECARTYPE(-1))	0.431574	0.163890	2.633317	0.0143
D(MOYENNE)	-0.523794	0.111382	-4.702701	0.0001
D(MOYENNE(-1))	0.348395	0.111953	3.111980	0.0046
D(@TREND())	0.010564	0.002076	5.089644	0.0000
CointEq(-1)	-1.094176	0.209198	-5.230334	0.0000

Cointeq = ECARTYPE - (-0.3542*MOYENNE + 3.4512 + 0.0097*@TREND)

Long Run Coefficients

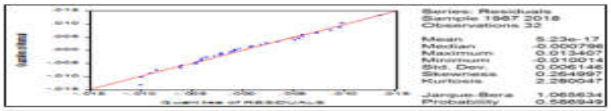
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MOYENNE	-0.354158	0.028498	-12.427330	0.0000
C	3.451227	0.198466	17.389492	0.0000
@TREND	0.009655	0.000444	21.750738	0.0000

ARDL Bounds Test
Date: 02/18/20 Time: 15:27
Sample: 1987 2018
Included observations: 32
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	13.74734	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

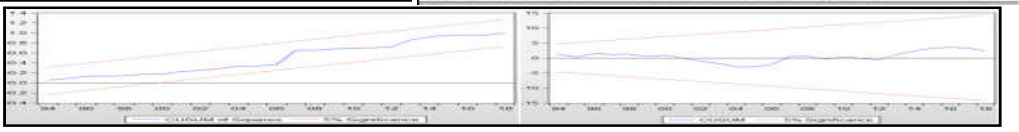


Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.599558	Prob. F(10,15)	0.7913
Obs*R-squared	9.138043	Prob. Chi-Square(10)	0.5191

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.341968	Prob. F(5,25)	0.8879
Obs*R-squared	2.427114	Prob. Chi-Square(5)	0.8765
Scaled explained SS	0.948127	Prob. Chi-Square(5)	0.9675



الملحق 02: نتائج تقديرات β–التقارب للدراسة المقطعية

Dependent Variable: DLPIBH
Method: Generalized Method of Moments
Date: 02/17/20 Time: 14:30
Sample (adjusted): 3 29
Included observations: 27 after adjustments
Linear estimation with 1000 weight updates
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 3.0000)
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix
Instrument specification: D(LPIBH1985) D(LK) D(LPOP) D(LEXP) D(LIMP) D(LINF) D(LINVER) LPIBH1985 LK LPOP LEXP(-1)MP LINF LINVER D(LPIBH1985,2) D(LK,2) D(LPOP,2) D(LEXP,2) D(LIMP,2) D(LINF,2)
Constant added to instrument list

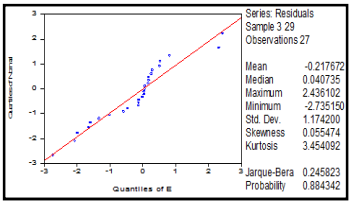
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-18.36739	1.242846	-14.77729	0.0000
LPIBH1985	-0.520238	0.072845	-8.514486	0.0000
LK	4.793451	0.213723	22.42838	0.0000
LPOP	-0.182286	0.080697	-2.259903	0.0352
LEXP/LIMP	3.842178	0.170175	22.57668	0.0000
LINF	-0.554207	0.013348	-41.52826	0.0000
LINVER	2.153127	0.329427	6.535875	0.0000

R-squared	0.425806	Mean dependent var	1.255828
Adjusted R-squared	0.253548	S.D. dependent var	1.576984
S.E. of regression	1.362474	Sum squared resid	37.12679
Durbin-Watson stat	1.938954	J-statistic	7.068101
Instrument rank	21	Prob(J-statistic)	0.932056

Correlogram Residual Q-Stat

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	-0.013	-0.013	0.0048	0.945
		2	-0.216	-0.217	1.4720	0.479
		3	-0.096	-0.107	1.7719	0.621
		4	-0.010	-0.066	1.7752	0.777
		5	0.022	-0.027	1.7925	0.877
		6	-0.083	-0.117	2.0478	0.915
		7	-0.058	-0.082	2.1800	0.949
		8	0.110	0.061	2.6829	0.953
		9	0.163	0.152	4.1354	0.902
		10	-0.283	-0.277	7.8116	0.647
		11	-0.019	0.055	7.8288	0.729
		12	-0.103	-0.221	8.3790	0.755

*Probabilities may not be valid for this equation specification.



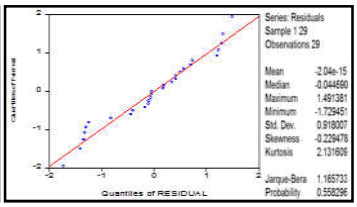
Dependent Variable: DLPIBH
Method: Least Squares
Date: 02/17/20 Time: 16:40
Sample: 1 29
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.278958	4.977435	-1.261485	0.2203
LPIBH1985	-0.557163	0.392411	-1.419847	0.1697
LK	3.032746	0.838268	3.617873	0.0015
LPOP	-1.033800	0.377652	-2.737440	0.0120
LEXP/LIMP	-2.109021	2.921551	-0.721884	0.4780
LINF	1.417342	0.736209	1.925190	0.0672
LINVER	1.094546	1.598415	0.684770	0.5006

R-squared	0.640143	Mean dependent var	1.207629
Adjusted R-squared	0.542000	S.D. dependent var	1.530317
S.E. of regression	1.035652	Akaike info criterion	3.114445
Sum squared resid	23.59666	Schwarz criterion	3.444482
Log likelihood	-38.15945	Hannan-Quinn criter.	3.217808
F-statistic	6.525572	Durbin-Watson stat	2.073095
Prob(F-statistic)	0.000460		

Correlogram Residual Q-Stat

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.075	-0.075	0.1907	0.67
		2	-0.221	-0.227	1.8007	0.40
		3	0.040	0.003	1.8561	0.60
		4	-0.027	-0.078	1.8820	0.75
		5	-0.056	-0.060	2.0015	0.84
		6	-0.114	-0.158	2.5081	0.86
		7	-0.139	-0.209	3.3024	0.85
		8	-0.043	-0.172	3.3808	0.90
		9	0.135	0.012	4.2048	0.89
		10	-0.043	-0.118	4.2941	0.93
		11	-0.077	-0.131	4.5935	0.94
		12	-0.047	-0.223	4.7105	0.96



Dependent Variable: DLPIBH
Method: Generalized Method of Moments
Date: 02/17/20 Time: 15:10
Sample (adjusted): 3 29
Included observations: 27 after adjustments
Linear estimation with 1000 weight updates
Estimation weighting matrix: White
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix
Instrument specification: D(LPIBH1985) LPIBH1985 D(LPIBH1985,2)
Constant added to instrument list

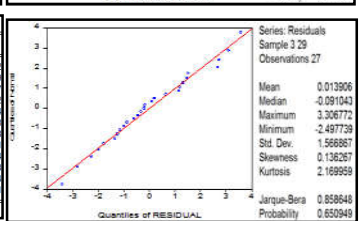
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.134428	2.758936	0.048725	0.9615
LPIBH1985	0.159130	0.404316	0.393577	0.6972

R-squared	0.012709	Mean dependent var	1.255828
Adjusted R-squared	-0.026782	S.D. dependent var	1.576984
S.E. of regression	1.597962	Sum squared resid	63.83708
Durbin-Watson stat	2.085042	J-statistic	1.040067
Instrument rank	4	Prob(J-statistic)	0.594501

Correlogram Residual Q-Stat

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	-0.103	-0.103	0.3188	0.572
		2	-0.310	-0.324	3.3330	0.189
		3	0.221	0.165	4.9333	0.177
		4	-0.022	-0.093	4.9498	0.292
		5	-0.128	-0.020	5.5326	0.354
		6	0.141	0.079	6.2723	0.393
		7	-0.005	-0.018	6.2734	0.508
		8	-0.153	-0.080	7.2427	0.511
		9	-0.042	-0.128	7.3189	0.604
		10	0.062	-0.008	7.4965	0.678
		11	-0.056	-0.066	7.6504	0.744
		12	-0.188	-0.212	9.4878	0.661

*Probabilities may not be valid for this equation specification.



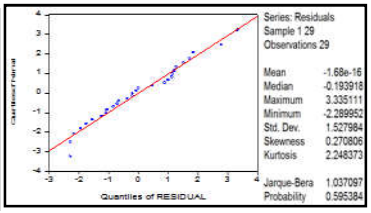
Dependent Variable: DLPIBH
Method: Least Squares
Date: 02/17/20 Time: 16:51
Sample: 1 29
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.594943	2.152391	0.276410	0.7843
LPIBH1985	0.086699	0.301819	0.287254	0.7761

R-squared	0.003047	Mean dependent var	1.207629
Adjusted R-squared	-0.033877	S.D. dependent var	1.530317
S.E. of regression	1.556023	Akaike info criterion	3.788615
Sum squared resid	65.37257	Schwarz criterion	3.882911
Log likelihood	-52.93492	Hannan-Quinn criter.	3.818147
F-statistic	0.082515	Durbin-Watson stat	2.119054
Prob(F-statistic)	0.776111		

Correlogram Residual Q-Stat

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.101	-0.101	0.3257	0.568
		2	-0.350	-0.364	4.3999	0.111
		3	0.206	0.141	5.8642	0.118
		4	0.041	-0.057	5.9241	0.205
		5	-0.150	-0.035	6.7617	0.239
		6	0.116	0.082	7.2857	0.295
		7	0.063	0.022	7.4464	0.384
		8	-0.145	-0.055	8.3521	0.400
		9	-0.036	-0.067	8.4117	0.493
		10	0.113	0.029	9.0127	0.531
		11	-0.048	-0.035	9.1277	0.610
		12	-0.217	-0.204	11.607	0.478



الملحق 03: نتائج تقديرات β-التقارب المشروط للدراسة الطولية

Dependent Variable: DLPIBH
Method: Panel Least Squares
Date: 02/19/20 Time: 15:30
Sample (adjusted): 1986 2018
Periods included: 33
Cross-sections included: 29
Total panel (balanced) observations: 957

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.074789	0.019129	-3.909694	0.0001
LPIBH(-1)	0.001396	0.001833	0.758208	0.4485
LK	0.020429	0.003493	5.733428	0.0000
LPOP	0.002875	0.001596	1.800712	0.0721
LEXP/LIMP	0.015074	0.011722	1.371256	0.1706
LINF	-0.001563	0.002808	-0.556759	0.5778
LINVER	0.011388	0.004586	2.484118	0.0132

R-squared	0.066319	Mean dependent var	0.013312
Adjusted R-squared	0.060422	S.D. dependent var	0.042389
S.E. of regression	0.041089	Akaike info criterion	-3.503299
Sum squared resid	1.603873	Schwarz criterion	-3.525329
Log likelihood	1700.352	Hannan-Quinn criter.	-3.525329
F-statistic	11.24629	Durbin-Watson stat	1.215192
Prob(F-statistic)	0.000000		

Residual Cross-Section Dependence Test
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
Equation: Untitled
Periods included: 33
Cross-sections included: 29
Total panel observations: 957
Note: non-zero cross-section means detected in data
Cross-section means were removed during computation of correlations

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	1098.255	406	0.0000
Pesaran scaled LM	23.27567		0.0000
Pesaran CD	11.29793		0.0000

Dependent Variable: DLPIBH
Method: Panel Least Squares
Date: 02/19/20 Time: 15:42
Sample (adjusted): 1986 2018
Periods included: 33
Cross-sections included: 29
Total panel (balanced) observations: 957

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.106860	0.047049	2.271263	0.0234
LPIBH(-1)	-0.030517	0.006251	-4.881998	0.0000
LK	0.014676	0.003370	3.905488	0.0000
LPOP	0.011677	0.001852	6.304428	0.0000
LEXP/LIMP	0.031269	0.016135	1.937982	0.0531
LINF	-0.009808	0.003308	-2.964977	0.0031
LINVER	0.021585	0.005315	4.060763	0.0001

Effects Specification
Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.215615	Mean dependent var	0.013312
Adjusted R-squared	0.185593	S.D. dependent var	0.042389
S.E. of regression	0.038228	Akaike info criterion	-3.654595
Sum squared resid	1.347413	Schwarz criterion	-3.407713
Log likelihood	1783.724	Hannan-Quinn criter.	-3.586843
F-statistic	7.454205	Durbin-Watson stat	1.334476
Prob(F-statistic)	0.000000		

Residual Cross-Section Dependence Test
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
Equation: Untitled
Periods included: 33
Cross-sections included: 29
Total panel observations: 957
Cross-section effects were removed during estimation

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	1267.482	406	0.0000
Pesaran scaled LM	29.21441		0.0000
Bias-corrected scaled LM	28.76128		0.0000
Pesaran CD	15.67791		0.0000

Dependent Variable: DLPIBH
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 02/19/20 Time: 15:52
Sample (adjusted): 1986 2018
Cross-sections included: 29
Total panel (balanced) observations: 957
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.081976	0.022774	-3.599533	0.0003
LPIBH(-1)	5.90E-05	0.002435	0.023831	0.9810
LK	0.017589	0.003675	4.785803	0.0000
LPOP	0.007569	0.001623	4.663240	0.0000
LEXP/LIMP	-0.000584	0.013524	-0.043180	0.9656
LINF	-0.004443	0.002986	-1.488009	0.1371
LINVER	0.015144	0.004197	3.607931	0.0026

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.009380	0.0568
Idiosyncratic random	0.038228	0.9432

Weighted Statistics

R-squared	0.056798	Mean dependent var	0.007703
Adjusted R-squared	0.046704	S.D. dependent var	0.040734
S.E. of regression	0.039441	Sum squared resid	1.477899
F-statistic	11.33340	Durbin-Watson stat	1.278429
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.047959	Mean dependent var	0.013312
Sum squared resid	1.635395	Durbin-Watson stat	1.155240

Residual Cross-Section Dependence Test
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
Equation: Untitled
Periods included: 33
Cross-sections included: 29
Total panel observations: 957
Note: non-zero cross-section means detected in data
Cross-section means were removed during computation of correlations

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	1111.151	406	0.0000
Pesaran scaled LM	23.72824		0.0000
Pesaran CD	11.60008		0.0000

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	67.226576	6	0.0000

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LPIBH(-1)	-0.030517	0.000058	0.000033	0.0000
LK	0.014676	0.017479	0.000002	0.0620
LPOP	0.011677	0.007660	0.000001	0.0000
LEXP/LIMP	0.031269	-0.000595	0.000077	0.0003
LINF	-0.009808	-0.004443	0.000002	0.0002
LINVER	0.021585	0.015142	0.000003	0.0002

Residual Cross-Section Dependence Test
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
Equation: Untitled
Periods included: 33
Cross-sections included: 29
Total panel observations: 957
Note: non-zero cross-section means detected in data
Cross-section means were removed during computation of correlations

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	1111.151	406	0.0000
Pesaran scaled LM	23.72824		0.0000
Pesaran CD	11.60008		0.0000

Dependent Variable: DLPIBH
Method: Panel GMM EGLS (Cross-section SUR)
Date: 02/19/20 Time: 20:37
Sample (adjusted): 1987 2018
Periods included: 32
Cross-sections included: 29
Total panel (balanced) observations: 928
2SLS instrument weighting matrix
Linear estimation after one-step weighting matrix
White cross-section standard errors & covariance (no d.f. correction)
Instrument specification: C D(LEXP,2) D(LIMP,2) D(LINF,2) D(LINVER,2) D(LK,2) D(LPOP,2) D(LPIBH,2) LEXP LIMP LINF LINVER LK LPOP LPIBH(-1)
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.121245	0.002577	47.04148	0.0000
LPIBH(-1)	-0.032357	0.000323	-100.2649	0.0000
LK	0.014653	0.000255	57.38017	0.0000
LPOP	0.012980	0.000114	113.7040	0.0000
LEXP/LIMP	0.032312	0.001003	32.20492	0.0000
LINF	-0.009193	0.000301	-30.55513	0.0000
LINVER	0.019039	0.000658	28.94386	0.0000

Effects Specification
Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

R-squared	0.981802	Mean dependent var	4.242116
Adjusted R-squared	0.981109	S.D. dependent var	11.32565
S.E. of regression	1.004914	Sum squared resid	901.7986
Durbin-Watson stat	2.012346	J-statistic	8.955283
Instrument rank	43	Prob(J-statistic)	0.346082

Unweighted Statistics

R-squared	0.222478	Mean dependent var	0.013675
Sum squared resid	1.297507	Durbin-Watson stat	1.321164

Panel unit root test: Summary
Series: RESIDUALS
Date: 02/19/20 Time: 20:45
Sample: 1985 2018
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-5.26172	0.0000	29	870
Breitung t-stat	-4.66291	0.0000	29	841
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-7.29592	0.0000	29	870
ADF - Fisher Chi-square	161.770	0.0000	29	870
PP - Fisher Chi-square	220.681	0.0000	29	899

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.