تأثير المشاركة في سلاسل القيمة العالمية على رصيد الحساب الجاري – دراسة قياسية على عينة من الاقتصادات خلال الفترة 2000–2015

محمد يعقوبي [1]*

1. مخبر المقاولاتية، تسيير الموارد البشرية والتنمية المستدامة، جامعة البليدة 2، (الجزائر)، mmed.yagoubi@gmail.com.

استلم في: 2022-02-06 **قُبل في:** 2022-05-28 **نُشر في:** 2022-06-17

الملخص:

يهدف هذا البحث إلى تحديد اتجاه وقوة تأثير المشاركة في سلاسل القيمة العالمية على رصيد الحساب الجاري، وقد تم دراسة العلاقة القياسية بين المتغيرين بالتطبيق على أكبر خمس اقتصادات متقدمة وأكبر خمس اقتصادات ناشئة من حيث الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية لسنة 2015، إضافة إلى الاقتصاد الجزائري، وهذا بالاعتماد على نماذج البيانات المقطعية الزمنية (نماذج بانل) بمشاهدات سنوية خلال الفترة 2000–2015. وبعد الدراسة القياسية توصلنا إلى أن النموذج التجميعي هو أفضل نموذج لتفسير العلاقة بين المتغيرين، حيث يعطينا نتيجة مفادها أنه كلما ارتفع معدل مشاركة الاقتصاد في سلاسل القيمة العالمية ساهم ذلك بشكل إيجابي في تحسين وضعية حسابه الجاري، وهذا بدرجة تحديد فاقت 76%. كما أظهرت نتائج التقدير أن العلاقة بين المتغيرين أصبحت عكسية بعد الأزمة المالية العالمية 2008 في أكبر الاقتصادات المتقدمة المدروسة، في حين بقيت العلاقة طردية بالنسبة للاقتصادات الناشئة والاقتصاد الجزائري قبل وبعد الأزمة المالية العالمية.

الكلمات المفتاحية: رصيد الحساب الجاري؛ مشاركة الاقتصادات في سلاسل القيمة العالمية؛ اقتصادات متقدمة؛ اقتصادات ناشئة؛ اقتصاد جزائري.

رموز تصنيف JEL: F32؛ F41؛ F62.

*: المؤلف المرسل.

Doi: 10.34118/djei.v13i2.2151

The impact of global value chains participation on the current account balance – an empirical study on a sample of economies during the period 2000-2015

Mohammed YAGOUBI [1*]

1. laboratory of entrepreneurship, human resources management and sustainable development, University of Blida 2, (Algeria), mmed.yagoubi@gmail.com

Received : 06/02/2022 **Accepted** : 28/05/2022 **Published**: 17/06/2022

Abstract:

The main goal of this research is to determine the direction and the strength of the impact of global value chains participation (GVCP) on the current account balance. This econometric relation between the two variables has been studied through the application on the five largest advanced economies and the five largest emerging economies in terms of GDP at current prices for the year 2015, in addition to the Algerian economy, using Panel data models with annual observations during the period 2000-2015. After the empirical study we resulted that the pooled model is the best model for the relation's interpretation between the two variables, where it gives us a result that a high level of GVCs participation contribute positively in the amelioration of the current account position with more than 76% of determination degree. In addition, the estimation results show that the relationship between the two variables becomes negative after the global financial crisis 2008 in the major advanced economies studied, while this relation remained positive for the emergent economies and the Algerian economy before and after the global financial crisis.

Keywords: Current account balance; Participation of economies in global value chains; Developed economies, Emerging economies; Algerian economy.

JEL classification codes : F32 ; F41 ; F62.

* : ***Corresponding author***

Doi: 10.34118/djei.v13i2.2151

مقدمة:

أصبحت اقتصاديات العالم متكاملة ومرتبطة بشكل عميق جدا فيما بينها، وبفضل تقدم تكنولوجيات النقل والاتصال فقد اتخذت العديد من الشركات المتعددة الجنسيات من نقل عمليات الإنتاج إلى الخارج والاستعانة بالموارد الأجنبية عناصر مفتاحية في استراتيجياتها الدولية، موازاة مع رفع الاستثمارات الأجنبية المباشرة والتجارة الدولية فيما بينها.

وقد كانت هذه التغيرات مدفوعة بتزايد المنافسة الدولية لتحرير التجارة وتحسن وسائل النقل والاتصال الدولية، مما أنتج توزيعا جغرافيا للإنتاج وارتفاعا في التخصص الأفقي بين شركات مختلفة على المستوى الوطني، الجهوي والعالمي. (Penny BAMBER, 2017, p. 1) فالشركات والصناعات المتواجدة في مركز شبكة الإنتاج المعقدة أصبحت لديها القدرة على الوصول إلى مجموعة متنوعة من المعلومات الأجنبية (المتعلقة بالصناعات والأسواق) مقارنة بتلك التي تتواجد في محيط هذه الشبكة، حيث أن الاستفادة من المقومات الإيجابية للمعلومات يمكن أن يتم تحقيقها حين تكون الشركات جزءا من الشبكة التي تربط بين الموردين والعملاء ذوي الإنتاجية العالية. (Chiara CISCUOLO, 2018, pp. 64-65) ومن هنا فإن شركات الإنتاج تمثل جزءا من شبكة إنتاج مركبة تعتمد على جمع مدخلات السلع والخدمات المنتجة من شركات إنتاج محلية وأجنبية أخرى، فالتدفقات التجارية لأية شركة أو دولة تتمثل في القيمة المضافة لعدد كبير من الدول والموردين المختلفين على مستوى سلسلة القيمة. (Chiara CRISCUOLO, 2017, p. 61)

وبالتالي فمع تشكل سلاسل العرض العالمية خلال السنوات الأخيرة أصبح الجزء الأكبر من التجارة الدولية لا يتمثل في السلع النهائية، وإنما يتمثل في السلع الوسيطة (نصف المصنعة) التي تعبر الحدود عدة مرات قبل أن تصبح سلعا نهائية وقابلة للاستهلاك، حيث أصبح التكامل الدولي في الإنتاج والتجارة في السلع الوسيطة ظاهرة متزايدة الأهمية خلال السنوات القليلة الماضية.

وبهذا فقد برزت سلاسل قيمة عالمية تكون فيها مراحل الإنتاج مقسمة وموزعة بين دول مختلفة، وعلى الرغم من تطورها فإن أسباب وآثار هذا التقسيم للإنتاج لا تزال مجهولة. (Robert C.JOHNSON, 2012, p. 2) فضمن سلسلة قيمة عالمية معينة يقوم كل منتج بشراء مدخلات ويضيف لها قيمة إنتاج محددة، والتي تدخل ضمن تكلفة المرحلة الموالية من الإنتاج، وفي كل مرحلة تعبر السلع الحدود الدولية فإن القيمة المضافة للتدفق التجاري تساوي القيمة المضافة المدفوعة لعوامل الإنتاج في الدولة المصدرة. (Robert Koopman, 2012, p. 2) ويمكن للشركات المنتجة أن تتعامل مع الشركاء الأجانب في سلسلة القيمة بطريقين هما المنبع والمصب، فمن خلال المنبع يمكن لها أن تستورد مدخلات وسيطة من الشريك الأجنبي والتي تستعملها لإنتاج وتصدير سلعها الخاصة، وهو ما يدعى بالمشاركة الخلفية في سلاسل القيمة العالمية، أما من خلال المصب فيمكن للشركات تصدير سلع وسيطة للشركاء الأجانب والذين بدورهم يستعملونها لإنتاج صادراتهم الخاصة، وهو ما يدعى بالمشاركة الأمامية في سلاسل القيمة العالمية. (Ari Van Assche, 2019, pp. 35-36)

ويمكن، على سبيل المثال، شرح هذه النقطة في ضوء التجارة بين الصين وكوريا والولايات المتحدة في السلع الكهربائية، مثل الهواتف أو التلفزيونات الذكية، فلو كانت التجارة الدولية تقتصر على السلع النهائية، لبقيت أي سلعة تصدرها الولايات المتحدة إلى كوريا في كوريا، وفي هذه الحالة، ستعطي الصادرات الإجمالية للولايات المتحدة إلى كوريا صورة صحيحة عن حجم القيمة المنتجة في البلد الأول التي تصل بالفعل إلى البلد الثاني. ولكن إنتاج السلع الكهربائية لا يتم على هذا النحو في سلاسل القيمة العالمية في الوقت الحالي، حيث يتركز جزء كبير من التجارة في السلع الوسيطة، إذ تصدر الولايات المتحدة بعض المدخلات (مثل التصميم) إلى كوريا التي تضيف مدخلات جديدة (أشباه موصلات ومعالجات) إلى مرحلة الإنتاج وتصدر هذه السلع الوسيطة الجديدة إلى الصين التي تكتمل فيها عملية الإنتاج من خلال جمع المدخلات وإعادة السلع النهائية إلى الولايات المتحدة مرة أخرى. وفي هذا المثال، تراكم الولايات المتحدة فائضا ثنائيا إجماليا مع كوريا وعجزا مع الصين، غير أن هذه القيم لا تعكس المنشأ والمقصد الفعليين لقيمة الإنتاج المتولد والمستهلك في كل بلد، ففي واقع الأمر، لا تعكس واردات الولايات المتحدة من الصين سوى جزء من القيمة المتولدة في الصين، نظرا لأنها تتضمن القيمة الإضافية المتولدة في كوريا، إلى جانب القيمة الأولية المتولدة في الولايات المتحدة، لذلك فإن العجز التجاري للولايات المتحدة تجاه الصين تقل قيمته إذا ما تم حسابه على أساس القيمة المضافة. (صندوق النقد الدولي، 2019، صفحة 120)

وقد غيرت سلاسل القيمة العالمية اقتصاد العالم، حيث أحدثت ثورة في خيارات التنمية المتاحة للدول النامية، فأصبحت الآن قادرة على الاندماج في سلاسل قيمة موجودة أصلا عوضا عن الاستثمار طويلا من أجل بناء سلاسلها الخاصة. وهناك العديد من الآثار التنموية التي يمكن أن تتحقق من المشاركة، أو عدم المشاركة، في سلاسل القيمة العالمية، وهذا بالنسبة للدول المتواجدة داخل سلاسل القيمة، أو حتى المتواجدة خارجها، حيث تتحدد آثار المشاركة في سلاسل القيمة العالمية بخط الإنتاج المعني والموقع النسبي في سلسلة القيمة الذي تستطيع الشركات اقتحامه، فمثلا تحقق المشاركة في سلاسل القيمة المتعلقة بالسلع واسعة الاستهلاك آثارا تنموية مختلفة عن تلك المتحققة من وراء المشاركة في سلاسل القيمة المتعلقة بالمنتجات الفلاحية أو الموارد الأولية.

وبهذا فإن المشاركة في سلاسل القيمة يمتد تأثيرها إلى الميزان التجاري بالضرورة الحتمية، حيث أن إحلال المنتجات الوسيطة المستوردة بمنتجات محلية الصنع يمكن الشركات المحلية من المشاركة في سلاسل القيمة العالمية، وفي نفس الوقت يرفع من تنافسيتها أمام مصدري باقي الدول، وهو ما يؤدي في الأخير إلى تحسن الميزان التجاري للدولة مدفوعا بارتفاع صادراته. (ECB Economic Bulletin, 2017, p. 76) ومن جهة أخرى فإن إنتاج السلع النهائية من خلال تجميع مكوناتها الوسيطة من دول متعددة سوف يؤثر على سعر صرف العملة، والذي يؤثر بدوره على توازن الميزان التجاري. (Ravenhill, p. 3)

مشكلة الدراسة: سنحاول في هذه الدراسة معرفة تأثير المشاركة في سلاسل القيمة العالمية على رصيد الحساب الجاري وهذا بالتطبيق على عينة من أكبر الاقتصادات المتقدمة والناشئة إضافة إلى الاقتصاد الجزائري، وقد جاءت إشكالية دراستنا مبلورة في السؤال التالي:

ما هو أثر المشاركة في سلاسل القيمة العالمية على رصيد الحساب الجاري؟

فرضية الدراسة: ننطلق في دراستنا هذه من طرح فرضية واحدة لاختبار صحتها من عدمها، وقد صيغت كالتالي:

تساهم المشاركة في سلاسل القيمة العالمية بشكل إيجابي في تحسين وضعية الحساب الجاري.

أهمية الدراسة: نشتق أهمية هذه الدراسة من نقطتين أساسيتين، تتمثل الأولى في تعاظم دور سلاسل القيمة العالمية الحالي في ترقية الأداء المحلي والدولي للاقتصادات المختلفة، حيث ينتج عن مشاركة هذه الأخيرة في سلاسل القيمة العالمية العديد من الآثار الإيجابية، فتساهم في رفع عدد وأنواع مناصب العمل المعروضة، وتحقق آثار إيجابية غير مباشرة على قطاعات أخرى غير القطاع المعني بسلسلة القيمة، وكذا مكاسب غير اقتصادية وبيئية من وراء نشاطات التصنيع، وبشكل عام فإنها تساهم في رفع درجة تنوع الاقتصاد ومرونته، وعليه فقد أصبحت المشاركة فيها تمثل ضرورة حتمية لمختلف البلدان سواء المتقدمة أو المتخلفة. أما النقطة الثانية فتنبع من أهمية محافظة الاقتصادات على توازنها التجاري الخارجي، خاصة مع الظروف الدولية الحالية المتمثلة أساسا في هيمنة الشركات المتعددة الجنسيات، ومن ورائها الاقتصادات المتقدمة على عمليات الإنتاج في مختلف القطاعات، وهو ما أصبح يشكل تهديدا للعديد من الدول فيما يتعلق بأمنها الاقتصادي، ناهيك عن تزايد الاعتماد على الأساليب الحمائية من طرف العديد من البلدان النامية، وحتى المتقدمة، مما أصبح يضعف إمكانات التخصص الدولي وتنافسية مخرجات الاقتصادات على مستوى الأسواق العالمية. وعليه فقد أصبح الاندماج في الاقتصاد العالمي عن طريقة رفع نسبة المشاركة في سلاسل القيمة العالمية وسيلة مهمة لمواجهة سلبيات النظام التجاري الدولي الحالي، وتجنب الهزات الخطيرة التي يمكن أن تصيب التوزان التجاري الخارجي لمختلف الاقتصادات.

أهداف الدراسة: يتمثل هدف الدراسة الأساسي في تحديد مدى أهمية المشاركة في سلاسل القيمة العالمية في الحفاظ على التوازن التجاري الخارجي للاقتصادات المتقدمة وكذا النامية، وتحليل ذلك في ظل التقلبات المتتالية التي أصبح يشهدها النظام التجاري والمالي العالمي.

الدراسات السابقة: حظيت العلاقة بين المشاركة في سلاسل القيمة العالمية وتوازن الحساب الجاري بكثير من الاهتمام في الفكر الاقتصادي الحديث، حيث تطرق العديد من الباحثين لدراسة هذه العلاقة ومعرفة اتجاهها على حسب اختلاف مستوى تقدم الاقتصادات، نمو القطاعات الإنتاجية، وكذا التحول في الدورات الاقتصادية. وقد كان هذا الاهتمام بمعرفة مدى تأثير المشاركة في سلاسل القيمة العالمية على رصيد الحساب الجاري مدفوعا بالتغير المتسارع في تركيبة سلاسل العرض العالمية، وما توفره من إمكانات وفرص متعددة للاندماج في الاقتصاد العالمي وتحسين مركز البلد في النظام التجاري والمالي الدولي وخاصة بالنسبة للاقتصادات النامية.

وفي هذا الإطار جاءت دراسة Jane & Haltmaier (2015) بعنوان: "هل ساهمت سلاسل القيمة العالمية في عدم التوازن العالمي" ليدرس الباحثين فيها درجة الارتباط بين نمو سلاسل القيمة العالمية ورصيد الحساب الجاري

خلال الفترة 1995–2011. وتوصل الباحثان من خلال الدراسة القياسية إلى أن مركز الدولة في سلاسل القيمة العالمية المرجح بمشاركتها فيها وحصتها التجارية يرتبط سلبا بتوازن حسابها الجاري، أي أن الانتقال إلى المنبع في عملية الإنتاج ليست له آثار إيجابية على الحساب الجاري، بالإضافة إلى هذا فقد توصلت الدراسة إلى أن الآثار على الاختلالات العالمية خلال الفترة المدروسة تبقى متدنية.(Haltmaier, 2015)

وفي دراسة أخرى لـ: Antonia López–Villavicencio & Valérie Mignon (2018) تحت عنوان: "هل تُضخم سلاسل القيمة العالمية الاختلالات العالمية" قام الباحثان بدراسة آثار المشاركة في سلاسل القيمة العالمية على توازن الحسابات الجارية بالتطبيق على 57 اقتصادا متقدما وناشئا، حيث لم يستدلا على أن المشاركة في سلاسل القيمة العالمية تساهم في تحسين مراكز حسابات الاقتصادات الجارية، وعلى العكس من ذلك توصلت الدراسة إلى أن المشاركة الخلفية تؤثر سلبا على توازن الحساب الجاري. بالإضافة إلى هذا فقد أظهرت نتائج هذه الدراسة أنه لا وجود لتأثير غير مباشر حقيقي لسلاسل القيمة العالمية على الحساب الجاري من خلال قناة سعر الصرف، حيث تؤكد هذه النتائج أنه وعلى الرغم من أن المشاركة في سلاسل القيمة العالمية ترفع من الصادرات إلا أن هذا لا يترافق مع تحسن في التنافسية السعرية ولا مع ارتفاع مستويات الادخار.(Antonia López-Villavicencio, 2018)

وقدم كل من: Johannes Brummy, Georgios Georgiadisz, Johannes Grab (2018) دراسة بعنوان: "المشاركة في سلسلة القيمة العالمية واختلال الحساب الجاري"، قام فيها الباحثون بدراسة العلاقة السببية بين ارتفاع مستويات المشاركة في سلاسل القيمة العالمية وارتفاعات أرصدة حسابات الدول الجارية. وقد توصلت الدراسة القياسية إلى أن المشاركة القوية في سلاسل القيمة العالمية ترافقت مع توازنات واسعة للحسابات الجارية، ووفقا لتقديرات الباحثين فإن الاختلافات في مستويات المشاركة في سلاسل القيمة العالمية من دولة لأخرى تقلل من الجزء غير المفسر لاختلالات الحساب الجاري لبعض الاقتصادات. فعلى سبيل المثال فإن الجزء غير المفسر لاختلال الحساب الجاري لكل من الولايات المتحدة واليابان ينخفض بنسبة 75% و50% على الترتيب عند التحكم في مستوى مشاركتهما في سلاسل القيمة العالمية بالنسبة لباقي دول العالم، في حين ينخفض الجزء غير المفسر من عجز الحساب الجاري الألماني بمعدل 10%. (Johannes Brumm, 2018)

الإطار المكاني والزمني للدراسة: نطبق دراستنا هذه على أكبر اقتصادات منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية حجما (من حيث الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية لسنة 2015) وهي: الولايات المتحدة الأمريكية، اليابان، ألمانيا، إنجلترا وفرنسا، وكذا على أكبر الاقتصادات الناشئة حجما وهي: الصين، الهند، البرازيل، روسيا وإندونيسيا، بالإضافة إلى الجزائر. وتغطي دراستنا الفترة الممتدة من 2000 إلى غاية 2015[1]، وهي بالتالي تعالج اتجاه العلاقة بين المتغيرين خلال فترة ما قبل الأزمة المالية العالمية لسنة 2008 وما بعدها كذلك.

1– توقفت إحصائيات هذه الدراسة عند هذه السنة نتيجة لتوقف إحصائيات قاعدة بيانات منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية حول التجارة العالمية في القيمة المضافة عند سنة 2016، وبالنسبة لبعض المتغيرات والاقتصادات عند سنة 2015.

منهج الدراسة: نعتمد في دراستنا هذه على المنهج القياسي في تقدير اتجاه وقوة العلاقة بين مستوى المشاركة في سلاسل القيمة العالمية كمتغير مستقل ورصيد الحساب الجاري كمتغير تابع بالنسبة للاقتصادات محل الدراسة بمشاهدات سنوية خلال الفترة الزمنية التي تشملها الدراسة، ونستعمل لأجل ذلك نماذج البيانات الزمنية المقطعية (نماذج بانل (Panel)) وهذا باستخدام الإصدار العاشر للبرنامج الإحصائي EVIEWS 10.

تقسيمات الدراسة: نحاول دراسة هذا الموضوع من خلال محورين أساسيين، نتطرق في الأول إلى دراسة تطور أرصدة الحسابات الجارية من جهة وكذا تحليل اتجاهات سلاسل القيمة العالمية ونسب المشاركة فيها من جهة أخرى، وهذا بالنسبة للاقتصادات المتقدمة والنامية. أما الثاني فنتعرض فيه لقياس وتقدير العلاقة بين تغيرات أرصدة الحسابات الجارية وتغيرات مستويات المشاركة في سلاسل القيمة العالمية في عينة من الاقتصادات المتقدمة والناشئة إضافة إلى الاقتصاد الجزائري باستخدام النموذج المقترح، وهذا خلال الفترة 2000–2015. في حين نخصص الخاتمة لمناقشة النتيجة التي توصلت إليها الدراسة القياسية، وعلى أساسها سنقوم باختبار مدى صحة الفرضية المطروحة للدراسة.

أولا: اتجاهات الحسابات الجارية والمشاركة في سلاسل القيمة العالمية لكل من الاقتصادات المتقدمة والنامية

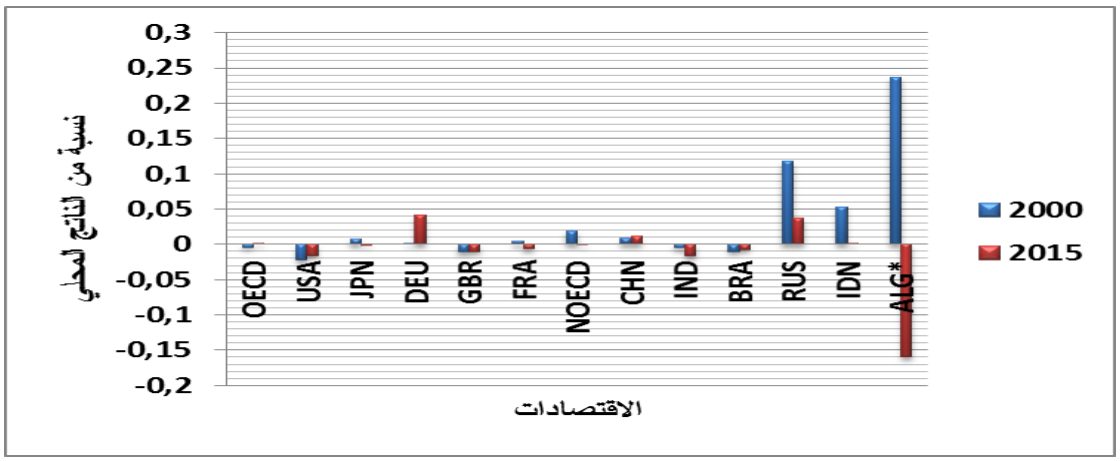
تميزت مرحلة ما قبل الأزمة المالية العالمية لسنة 2008 بارتفاع درجة تشتت عجوزات وفوائض الحسابات الجارية، مدفوعة بتحسن البيئة المالية العالمية من خلال قابلية المخاطرة من طرف المقرضين والمقترضين إضافة إلى التقلبات المنخفضة في المؤشرات المالية العالمية. وعلى الرغم من أن الأزمة المالية العالمية لم تنجم عن تراجع اختلالات الحسابات الجارية، إلا أنها قادت إلى تغيير جذري في البيئة المالية العالمية وضغط حاد على توازنات الموازين الجارية. (Phillip R. Lane, 2014, p. 4)

وعليه فقد عرفت فترة ما قبل الأزمة المالية العالمية تباينات في أداء الحسابات الجارية بين الاقتصادات المتقدمة والنامية (الشكل (1))، حيث سجلت اقتصادات منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية عجزا في حساباتها الجارية خلال سنة 2000 في حدود 0.005 من مجموع نواتجها المحلية الإجمالية، وبالنسبة للاقتصادات الكبرى ففيما عدا الولايات المتحدة وانجلترا سجلت باقي الاقتصادات فوائض متفاوتة كان أكبرها في اليابان، وقد كان هذا العجز شاملا لهذه الاقتصادات، ماعدا الاقتصاد الألماني، خلال سنة 2015، وخاصة بالنسبة للاقتصاد الأمريكي حيث بلغت نسبته 0.016% من ناتجه المحلي الإجمالي. وفيما يتعلق بالاقتصادات خارج منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية فقد حققت حساباتها الجارية فائضا خلال سنة 2000 قدر بـ 0.019% من مجموع نواتجها المحلية، في حين تحول هذا الفائض إلى عجز سنة 2015 بحوالي: 0.0002%، وقد كان هذا الفائض محققا في أغلب الاقتصادات الناشئة الكبرى، فيما عدا الاقتصادين الهندي والبرازيلي، حيث كانت أكبر نسبة له في الاقتصاد الروسي بنسبة 0.11 و0.03 خلال نفس السنتين، وتفاقم العجز المسجل في الاقتصادين البرازيلي والهندي حيث حقق هذا الأخير نسبة قدرت بـ –

0.01% سنة 2015. وبالنسبة للاقتصاد الجزائري فقد سجل سنة 2000 نسبة فائض كبيرة مقارنة بالاقتصادات المتقدمة والناشئة الأخرى، إلا أنه تحول إلى عجز بنفس الحدة سنة 2015، حيث يظهر أنه يعاني من درجة اختراق عالية ومعدل انكشاف كبير على الاقتصاد الدولي، ناهيك عن ارتفاع درجة ارتباطه بتغيرات أسعار المواد الأولية (وخاصة النفط والغاز) على اعتبار أن أسعارها شهدت ارتفاعات قياسية قبيل انفجار الأزمة المالية العالمية ثم انخفضت بشدة بعد سنة 2010.

الشكل (1)

تطور رصيد الميزان الجاري لبعض الاقتصاديات المتقدمة والنامية بين سنتي 2000 و2015



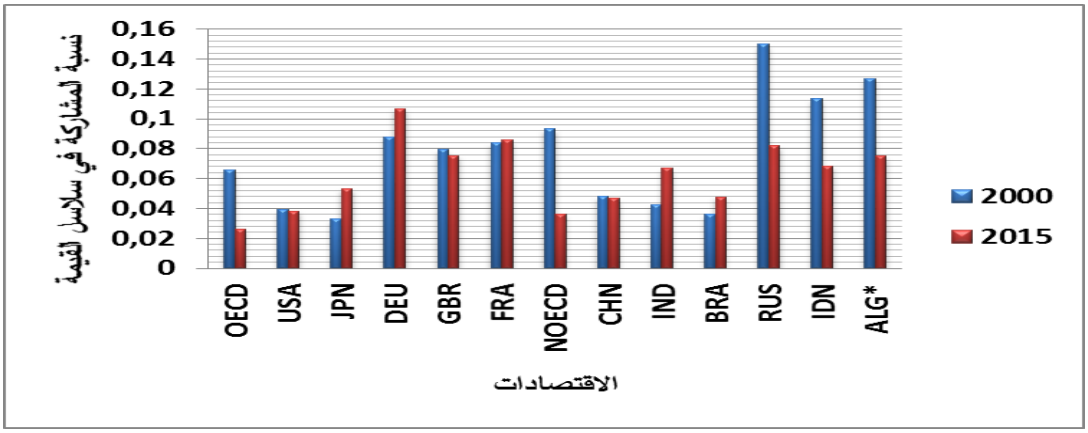
المصدر: (OECD, 2018)

(ONS, s.d.) *

و كانت هذه التقلبات في أرصدة الحسابات الجارية مترافقة مع تقلبات متشابهة في مستويات المشاركة في سلاسل القيمة العالمية، حيث انخفضت نسبة مشاركة اقتصادات منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية في سلاسل القيمة العالمية من أكثر من 0.06 سنة 2000 إلى حوالي 0.026 سنة 2015 (الشكل (2))، وقد كانت هذه الانخفاضات مسجلة بالأساس في الاقتصادين الأمريكي والإنجليزي إضافة إلى باقي اقتصادات منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية. وعلى نحو ذلك فقد انخفضت نسبة مشاركة الاقتصادات خارج منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية من أكثر من 0.09 إلى حوالي 0.036 بين سنتي 2000 و2015، وقد كانت هذه الحالة محققة في جل الاقتصاديات الناشئة الكبرى ماعدا اقتصادي الهند والبرازيل اللذان حققا ارتفاعا طفيفا في نسب مشاركتهما في سلاسل القيمة العالمية بين نفس السنتين. أما بالنسبة للاقتصاد الجزائري فقد انخفضت نسبة مشاركته في سلاسل القيمة العالمية من أكثر من 0.12 سنة 2000 إلى حوالي 0.075 سنة 2015، وهو ما يعبر عن انخفاض حاد لا يمكن تفسيره إلا كما قلنا سابقا بالارتفاع الكبير لمعدل انكشافه ودرجة ارتباطه بأسعار المواد الأولية.

الشكل (2)

تطور المشاركة في سلاسل القيمة العالمية لبعض الاقتصاديات المتقدمة والنامية بين سنتي 2000 و2015



المصدر: (OECD, 2018)

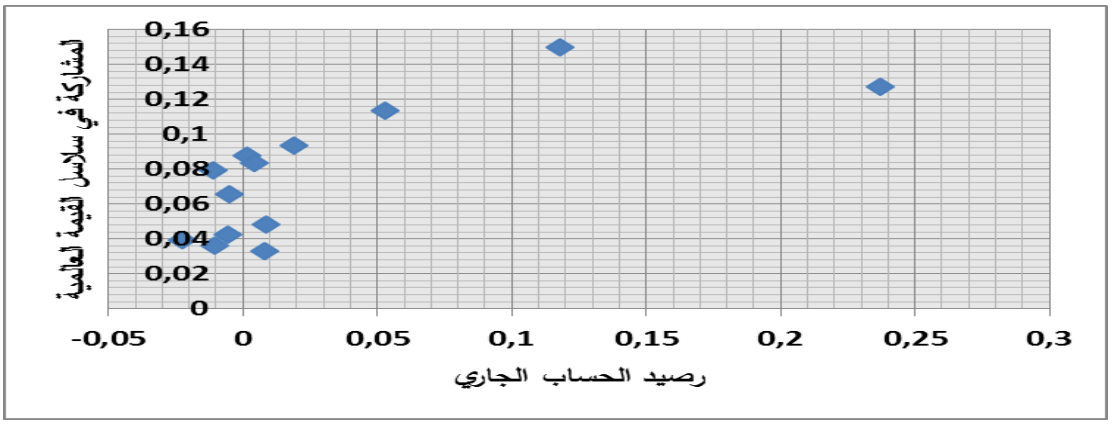
(ONS, s.d.) *

و عليه فإن هذه التغيرات المتقابلة في رصيد الحسابات الجارية ونسبة المشاركة في سلاسل القيمة العالمية تمكننا من قراءة انتشار العلاقة بينهما حسب الاقتصادات المدروسة (الشكل (3))، حيث ترافق التحسن في رصيد الحساب الجاري مع تحسن مستوى المشاركة في سلاسل القيمة العالمية بين سنتي 2000 و2015 في الاقتصادات خارج منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية مثلما هو الحال في الاقتصاد الهندي والبرازيلي، وكذا ترافق تدهور رصيد الحساب الجاري مع تراجع مستوى المشاركة في سلاسل القيمة العالمية في كل من اقتصادات روسيا، إندونيسيا والجزائر. وعلى النقيض من ذلك ظهرت الاتجاهات متعاكسة بين رصيد الحساب الجاري ومستوى المشاركة في سلاسل القيمة العالمية في اقتصادات منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية وفي جل اقتصاداتها الكبرى، ماعدا الاقتصاد الألماني، وهو ما يحتم الاعتماد بشكل مباشر على الدراسة القياسية للعلاقة بين المتغيرين من أجل الوقوف على الاتجاه الفعلي لها.

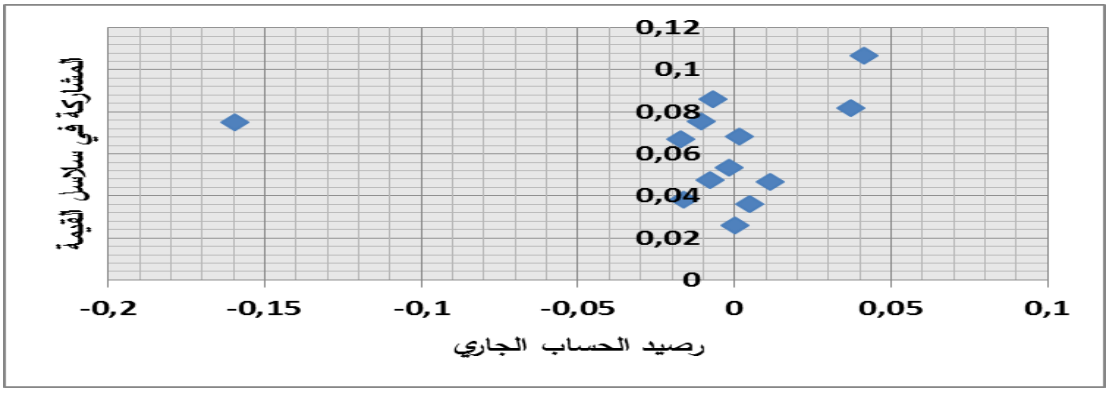
الشكل (3)

العلاقة بين رصيد الميزان الجاري والمشاركة في سلاسل القيمة العالمية لبعض الاقتصاديات المتقدمة والنامية

2000



2015



المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج Excel واعتمادا على البيانات المستعملة في إنجاز الشكلين (1) و(2).

ثانيا: تقدير العلاقة بين المشاركة في سلاسل القيمة العالمية والميزان التجاري الجزائري

اعتمادا على الدراسات السابقة سنحاول في بحثنا هذا دراسة اتجاه هذه العلاقة، وبالتالي معرفة التأثير الذي يتركه تغير مستوى المشاركة في سلاسل القيمة العالمية على رصيد الحساب الجاري، وهذا بالتطبيق على أكبر اقتصادات منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية حجما وهي: الولايات المتحدة الأمريكية، اليابان، ألمانيا، إنجلترا وفرنسا، وكذا أكبر الاقتصادات الناشئة حجما وهي: الصين، الهند، البرازيل، روسيا وإندونيسيا، بالإضافة إلى الجزائر، خلال الفترة 2000-2015 بمشاهدات سنوية لمتغيري الدراسة. ونعتمد في الحصول على الإحصاءات المتعلقة بحساب المتغيرين لكافة الاقتصادات المدروسة (المنتمية وغير المنتمية إلى منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية) على قاعدة بيانات منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية حول التجارة في القيمة المضافة ((OECD Trade in value-added (TiVA)

database، باستثناء البيانات المتعلقة بالاقتصاد الجزائري غير المتاحة على مستوى قاعدة بيانات المنظمة، بحيث نتحصل عليها من الإحصاءات المتوفرة على مستوى الديوان الوطني للإحصائيات.

وبالتالي فإن النموذج المقترح لهذه الدراسة هو على الشكل التالي:

$$CA_{i,t} = \alpha + \beta GVCP_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

حيث أن CA يمثل الحساب الجاري، في حين أن GVCP يمثل المشاركة في سلاسل القيمة العالمية، أما ***i*** فتمثل الاقتصاد و t تمثل السنة. وقمنا بحساب CA بنسبة رصيد الحساب الجاري للاقتصاد إلى ناتجه المحلي الإجمالي، في حين تم حساب GVCP بمتوسط كل من المشاركة الأمامية والخلفية[1] للاقتصاد، باستثناء الاقتصاد الجزائري الذي اعتمدنا على المشاركة الخلفية نتيجة عدم توفر البيانات اللازمة لحساب المشاركة الأمامية على مستوى الديوان الوطني للإحصائيات. ونعتمد في تقدير العلاقة بين المتغير التابع (CA) والمتغير المستقل (GVCP) على نماذج البيانات الزمنية المقطعية (نماذج بانل (Panel)) عن طريق تقدير النماذج الثلاثة المعروفة: النموذج التجميعي، نموذج الآثار الثابتة ونموذج الآثار العشوائية، ثم اختبار الأكثر صلاحية من بينها للتعبير عن العلاقة بين المتغيرين، وهذا باستخدام الإصدار العاشر للبرنامج الإحصائي EVIEWS 10.

وقد جاءت المواصفات الإحصائية للمتغيرين كما يلي:

الجدول (1)

المواصفات الإحصائية للمتغير التابع (الحساب الجاري CA) والمتغير المستقل (المشاركة في سلاسل القيمة العالمية GVCP)

المتغيرين / المواصفات	CA	GVCP
Mean	0.015821	0.072977
Median	0.004152	0.077185
Maximum	0.292212	0.149900
Minimum	-0.159719	0.032786
Std. Dev.	0.054045	0.024922
Skewness	2.568504	0.183508
Kurtosis	12.38402	2.337579

1- تحسب المشاركة الأمامية بقسمة صادرات البلد من المنتجات الوسيطة على ناتجه المحلي الإجمالي، في حين تحسب المشاركة الخلفية بقسمة واردات البلد من المنتجات الوسيطة على ناتجه المحلي.

4.205691	839.2899	**Jarque-Bera**
0.122108	0.000000	**Probability**
12.84404	2.784575	**Sum**
0.108689	0.511141	**Sum Sq. Dev.**
176	176	**Observations**
11	11	**Cross sections**

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات البرنامج الإحصائي EVIEWS 10.

تبين المواصفات الإحصائية للمتغيرين المجمعين أن عدد المشاهدات بلغ 176 مشاهدة معبرا عن ستة عشر مشاهدة سنوية لكل من الأحد عشرة مقطعا. وقد بلغت أعلى قيمة للمتغير التابع (CA) وأدنى قيمة له 0.292 و – 0.159 على الترتيب وكانت كلاهما محققة في الاقتصاد الجزائري سنتي 2006 و2015 على الترتيب كذلك. أما بالنسبة للمتغير المستقل (GVCP) فقد بلغت أعلى قيمة له 0.149 محققة في الاقتصاد الروسي سنة 2000، في حين تحققت أدنى قيمة له في الاقتصاد الياباني سنة 2001 بـ 0.032.

وقد بينت دراسة سكون سلاسل المتغيرين أن السلسلتين غير مسقرتين عن المستوى، في حين يتحقق سكونهما بعد إجراء الفروق الأولى، وقد جاءت نتائج اختبارات السكون كما هو موضح في الجدول الموالي:

الجدول (2)

نتائج اختبارات السكون للمتغير التابع (CA) والمتغير المستقل (GVCP)

درجة الاختبار / نوع الاختبار	عند المستوى		عند الفروق من الدرجة الاولى	
	CA	**GVCP**	**CA**	**GVCP**
Levin, Lin & Chu t*	3.43578– (0.0003)	3.94841– (0.0000)	5.30579– (0.0000)	8.90358– (0.0000)
Breitung t-stat	0.37856– (0.3525)	0.23168– (0.4084)	0.23523– (0.4070)	6.3711– (0.0000)
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.11106– (0.1333)	1.06931– (0.1425)	4.00994– (0.0000)	6.68991– (0.0000)
ADF - Fisher Chi-square	35.4204 (0.1029)	33.5058 (0.1479)	64.8652 (0.0000)	86.8339 (0.0000)
PP - Fisher Chi-square	33.8752 (0.1382)	33.0821 (0.1597)	111.852 (0.0000)	171.200 (0.0000)

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات البرنامج الإحصائي EVIEWS 10.

ومن خلال تطبيق اختبار pedroni للكشف عن علاقات التكامل المتزامن بينت الإحصاءات المقدرة أنه لا وجود لعلاقات تكامل متزامن داخل أفراد المجموعة وفيما بينها، وهو ما يوضحه الجدول الموالي:

الجدول (3)

نتائج اختبار pedroni لعلاقات التكامل المتزامن

		الإحصائية	الإحصائية المرجحة
داخل الأفراد	Panel v-Statistic	−0.567133 (0.7147)	0.034780 (0.4861)
	Panel rho-Statistic	1.206188 (0.8861)	0.480655 (0.6846)
	Panel PP-Statistic	−1.343625 (0.0895)	−1.722822 (0.0425)
	Panel ADF-Statistic	−2.085784 (0.0185)	−2.078206 (0.0188)
بين الأفراد	Group rho-Statistic	1.491265 (0.9321)	
	Group PP-Statistic	−1.616541 (0.0530)	
	Group ADF-Statistic	−2.117224 (0.0171)	

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات البرنامج الإحصائي EVIEWS 10.

بعد دراسة سكون المتغيرين والكشف عن عدم وجود علاقات تكامل متزامن يمكننا أن نقدر النماذج الثلاثة لدراسات بانل وهي: النموذج التجميعي، نموذج الآثار الثابتة ونموذج الآثار العشوائية، كما هو موضح في الجدول الموالي:

الجدول (4)

نتائج تقدير النماذج الثلاثة للدراسة

	النموذج التجميعي	نموذج الآثار الثابتة	نموذج الآثار العشوائية
الثابت	−0.001978 (0.0000)	−0.002489 (0.0000)	−0.002363 (0.2331)
المتغير المستقل	1.172435 (0.0000)	1.061289 (0.0000)	1.282137 (0.0000)
معامل التحديد	0.762521	0.734184	0.096769
إحصائية فيشر	523.3763 (0.00000)	38.41690 (0.00000)	17.46324 (0.00004)

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات البرنامج الإحصائي EVIEWS 10.

أظهرت نتائج التقدير أن النماذج الثلاثة تدل على ارتباط المتغير التابع (رصيد الحساب الجاري) بالمتغير المستقل (المشاركة في سلاسل القيمة العالمية) بعلاقة إيجابية ذات مستوى عال من معنوية المعلمات والنموذج، وكذا بدرجة تحديد مرتفعة في النموذجين التجميعي والآثار الثابتة.

ولاختيار النموذج المناسب للدراسة قمنا بإجراء اختبار فيشر (Fisher) للمقارنة بين النموذج التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة، وقد جاءت نتيجة الاختبار موضحة في الجدول الموالي:

الجدول (5)

نتائج اختبار فيشر للمفاضلة بين النموذج التجميعي ونموذج الآثار الثابتة

نوع الاختبار	قيمة الاختبار	قيمة المعنوية
اختبار فيشر	1.053633	0.4017

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات البرنامج الإحصائي EVIEWS 10.

أوضحت نتائج الاختبار أن قيمة المعنوية هي أكبر من 0.05 وبقيمة 1.05 للمقاطع وهو ما يؤكد على قبول فرضية العدم H_0 والتي مضمونها تساوي الحدود الثابتة وتساوي المتغيرات المفسرة بالنسبة لجميع الاقتصادات، بمعنى قبول فرضية أن النموذج التجميعي هو النموذج الملائم لتقدير العلاقة بين رصيد الحساب الجاري والمشاركة في سلاسل القيمة العالمية.

وبما أننا توصلنا إلى أن النموذج التجميعي هو أفضل من نموذج الآثار الثابتة فلسنا بحاجة إلى إجراء اختبار هوسمان (Hausman) لتحديد ما إذا كان النموذج العشوائي هو أفضل من نموذج الآثار الثابتة، وعليه يمكن كتابة نموذج العلاقة القياسية بين الفروق في رصيد الحساب الجاري كمتغير تابع والفروق في المشاركة في سلاسل القيمة العالمية على الشكل الموالي:

$$\mathbf{DCA = -0.001978 + 1.172435\ DGVCP}$$

$$\mathbf{R^2 = 0.76 \quad F\text{-}statistic = 523.37 \quad Durbin\text{-}Watson\ stat = 1.95}$$

وبالتالي يمكن القول أنه كلما تغيرت نسبة المشاركة في سلاسل القيمة العالمية بوحدة واحدة تغير رصيد الحساب الجاري في الاتجاه الإيجابي بـ 1.17 وحدة، كما أوضحت قيمة معامل التحديد أن المشاركة في سلاسل القيمة العالمية تفسر 76% من تغيرات رصيد الحساب الجاري في الاقتصادات المدروسة.

وللتفصيل أكثر في الاتجاه الزمني لهذه العلاقة سنقوم بتقسيم فترة الدراسة إلى فترتين حيث تمتد الأولى من سنة 2000 إلى غاية سنة 2008، في حين تغطي الثانية السنوات من 2009 إلى 2015، وهذا للتعرف على أثر الأزمة المالية العالمية لسنة 2008 على تقلبات اتجاه الارتباط بين رصيد الحساب الجاري ودرجة المشاركة في سلاسل

القيمة العالمية. إضافة إلى هذا ومن أجل التعرف على الاتجاه الهيكلي للعلاقة القياسية سنقوم بتقسيم الاقتصادات المدروسة إلى ثلاث مجموعات، حيث تتكون المجموعة الأولى من اقتصادات منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية المدروسة، والمجموعة الثانية تتكون من الاقتصادات الناشئة المدروسة، أما المجموعة الثالثة فتتمثل في الاقتصاد الجزائري. وقد جاءت نتائج التقدير لكل مجموعة حسب كل فترة كما هو موضح في الجدول التالي:

الجدول (6)

نتائج تقدير العلاقة بين تغير رصيد الحساب الجاري ودرجة المشاركة في سلاسل القيمة العالمية خلال الفترتين 2000–2008 و2009–2015 حسب كل مجموعة

	الاقتصادات ككل		المجموعة 01		المجموعة 02		المجموعة 03	
	2000–2008	2009–2015	2000–2008	2009–2015	2000–2008	2009–2015	2000–2008	2009–2015
الثابت	−0.0017 (0.3593)	−0.0022 (0.5333)	−0.0002 (0.5990)	0.0009 (0.0229)	−0.0026 (0.0000)	−0.0005 (0.6278)	0.0007 (0.9721)	0.0111 (0.4579)
المتغير المستقل	0.6518 (0.0470)	1.7967 (0.0010)	0.1380 (0.0674)	−0.2292 (0.0036)	0.4227 (0.0002)	0.0985 (0.2589)	2.2812 (0.5533)	11.564 (0.0005)
معامل التحديد	0.0451	0.1363	0.0818	0.2282	0.3088	0.0395	0.0469	0.9044
إحصائية فيشر	4.0620 (0.0469)	11.836 (0.0009)	3.3866 (0.0735)	9.7606 (0.0037)	16.978 (0.0001)	1.3598 (0.2519)	0.2955 (0.6063)	47.337 (0.0009)

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات البرنامج الإحصائي EVIEWS 10.

تظهر نتائج التقدير المبينة في الجدول (6) أن اتجاه العلاقة بين التغير في رصيد الحساب الجاري ودرجة المشاركة في سلاسل القيمة العالمية لم يتباين بشكل كبير فيما بين فترتي قبل وبعد الأزمة المالية العالمية وفيما بين مجموعات الاقتصادات. فخلال فترة ما قبل الأزمة وجدنا أن اتجاه العلاقة بين المتغيرين كان طرديا بالنسبة لكل المجموعات، إلا أن معنوية معلمتي الثابت والمتغير المستقل لم تتحقق إلا بالنسبة للمجموعة الثانية، وكذا بالنسبة لمجموعة الاقتصادات ككل فيما يتعلق بمعلمة الثابت، وقد دللت كذلك إحصائية فيشر على المعنوية الكلية للنماذج المقدرة بالنسبة لهاتين المجموعتين دون المجموعتين الأخريين، إلا أن قوة التحديد جاءت ضعيفة بالنسبة لكل النماذج المقدرة حيث لم تتجاوز 30.88% كأعلى قيمة لها وتم تسجيلها في نموذج المجموعة الثانية. أما خلال فترة ما بعد الأزمة المالية العالمية فقد أظهرت نتائج التقدير أن اتجاه العلاقة بين التغير في رصيد الحساب الجاري ودرجة المشاركة في سلاسل القيمة العالمية كان طرديا بالنسبة لكل المجموعات ماعدا المجموعة الأولى التي ظهرت فيها العلاقة بين المتغيرين عكسية، وقد جاءت معلمات المتغير المستقل المقدرة ذات معنوية احصائية عند مستوى 1% بالنسبة لكل المجموعات ماعدا نموذج المجموعة الثانية، إضافة إلى هذا فقد سُجلت المعنوية الكلية للنماذج المقدرة في مجموعة الاقتصادات ككل والمجموعتين الأولى والثالثة عند مستوى 1% إلا أن ذلك لم يكن مسجلا بالنسبة

للمجموعة الثانية، في حين بقيت قوة التحديد في المستوى المتوسط بالنسبة لكل المجموعات باستثناء المجموعة الثالثة، الممثلة للاقتصاد الجزائري، والتي ارتفع فيها معامل التحديد إلى مستوى أعلى فاق 90%.

الخاتمة:

أسهمت التغيرات الكبيرة والتقلبات المستمرة في تقسيم عمليات الإنتاج بين مختلف اقتصادات العالم في تزايد مكانة سلاسل العرض العالمية في التحاليل التاريخية والدراسات الاستشرافية لتوجهات وآفاق الاقتصاد العالمي، وهو ما جعل العديد من الباحثين وصانعي القرار في مختلف البلدان يولون أهمية بالغة لسبل وآليات تحسين مشاركة اقتصاداتهم في سلاسل القيمة العالمية، وتحسين مراكزها في التقسيم الدولي للعمل بالتبعية. وكانت محاولتنا من خلال هذا البحث تتمثل في تقدير اتجاه وقوة العلاقة التي تربط رصيد الحساب الجاري بمستوى المشاركة في سلاسل القيمة العالمية على مستوى عينة من أكبر الاقتصادات المتقدمة والناشئة إضافة إلى الاقتصاد الجزائري.

اختبار فرضية البحث: تشير النتائج المتوصّل إليها بعد الدراسة القياسية للعلاقة بين مستوى المشاركة في سلاسل القيمة العالمية ورصيد الحساب الجاري إلى أن الفرضية المطروحة في هذه الدراسة ليست صحيحة بشكل مطلق، وخاصة عند الأخذ في عين الاعتبار التوزع الاقليمي والاقتصادي للبلدان وكذا التغيرات المتعلقة بالبيئة الاقتصادية العالمية والاقليمية.

نتائج الدراسة التطبيقية: مكنتنا الدراسة القياسية للعلاقة بين المتغيرين من الخروج بعدة نتائج نبلورها كما يلي:

- أثبتت الدراسة التطبيقية أن المستوى المرتفع للمشاركة في سلاسل القيمة العالمية يؤدي بصفة مباشرة وقوية إلى تحسين مركز الحساب الجاري خلال الفترة 2000–2015؛
- من خلال تعميم دراستنا للفترة المشمولة بالأزمة المالية العالمية لسنة 2008 توصلنا إلى أن هذه الأخيرة وما قبلها كان لها أثر واضح على أداء التجارة الخارجية لأكبر اقتصادات منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية، حيث وجدنا أن اتجاه العلاقة بين رصيد الحساب الجاري والمشاركة في سلاسل القيمة العالمية انتقل من الاتجاه الطردي خلال الفترة 2000–2008 إلى الاتجاه العكسي خلال الفترة 2009–2015؛
- وفي نفس الإطار دلت الدراسة التطبيقية أن طبيعة العلاقة بين رصيد الحساب الجاري والمشاركة في سلاسل القيمة العالمية بقيت طردية بالنسبة لأكبر الاقتصادات الناشئة والاقتصاد الجزائري قبل وبعد الأزمة المالية العالمية، وهو ما يشير إلى إمكانية استفادة هذه الدول من آثار الأزمات الاقتصادية على الدول المتقدمة في تحسين مراكزها في النظام التجاري العالمي.

التوصيات والمقترحات: لقد كان إدماج الاقتصاد الجزائري النامي ضمن عينة الاقتصادات المدروسة بهدف الخروج بنتائج تمكن من تسطير حلول لمشاكل أداء تجارته الخارجية، وفي هذا الإطار فقد مكنتنا هذه الدراسة من بلورة التوصيات والمقترحات التالية:

- يجب العمل على دراسة مقومات الاقتصاد الجزائري والعلاقة بين متغيراته الكلية من جهة، وكذا الفرص القابلة للاستغلال على مستوى البيئة الاقتصادية العالمية من جهة أخرى من أجل إيجاد الحلول لمعضلة التجارة الخارجية الجزائرية المتميزة بالتركز الشديد لعمليات التصدير في قطاع المحروقات، والتنوع والارتباط الهيكلي الكبير لعمليات الاستيراد بالمنتجات الأساسية والحيوية؛
- يتوجب السعي لتسهيل اندماج الاقتصاد الجزائري في سلاسل العرض العالمية، عن طريق الاضطلاع بمستويات قيم مضافة مرضية للمنتجات واسعة الاستهلاك على مستوى الأسواق العالمية، لأن ذلك سوف يؤدي بالضرورة الحتمية لتحسين وضعية الحساب الجاري من حيث القيمة وبالخصوص من حيث الهيكل؛
- نظرا لما تمتلكه الجزائر من مقومات إنتاجية واسعة ومتنوعة من مختلف عناصر وعوامل الإنتاج فإنه يجب العمل على الاستغلال الأمثل لها بهدف رفع نسب الإدماج في الصناعات الإنتاجية الجزائرية، والخروج من التبعية الكبيرة للمحروقات في جانب التصدير وللمنتجات الحيوية في جانب الاستيراد.

قائمة المراجع:

Antonia López-Villavicencio, V. M. (2018). *Do Global Value Chains Amplify Global Imbalances?* PARIS: CEPII (Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales).

Ari Van Assche, B. G. (2019). Global value chains and the fragmentation of trade policy coalitions. *TRANSNATIONAL CORPORATIONS*, 31-60.

Chiara CISCUOLO, J. T. (2018). The changing structure of global value chains: are central hubs key for productivity? *International produvtivity monitor*, 64-80.

Chiara CRISCUOLO, J. T. (2017). The relationship between global value chains and productivity. *international produvtivity monitor*, 61-83.

ECB Economic Bulletin. (2017). *The impact of global value chain participation on current account balances – a global perspective.*

Haltmaier, J. (2015). *Have Global Value Chains Contributed to Global Imbalances?* Washington D.C., U.S.A: Board of Governors of the Federal Reserve System.

Johannes Brumm, G. G. (2018, November 13). *Global Value Chain Participation and Current Account Imbalances.* Récupéré sur johannesbrumm: http://johannesbrumm.com/wp-content/uploads/2018/11/GVCPandCA.pdf

OECD. (2018). *TiVA*. Récupéré sur OECD.Stat: https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=TIVA_2018_C1

ONS. (s.d.). *Statistiques Economiques*. Récupéré sur ONS Statistiques: https://www.ons.dz/spip.php?rubrique19

Penny BAMBER, L. B. (2017). *Chapter 1: Global value chains and economic development.* Joint project between GVCC and KIET, Duke GVC center.

Phillip R. Lane, G. M.-F. (2014). *Global Imbalances and External Adjustment after the Crisis.* International Monetary Fund.

Ravenhill, J. (s.d.). *Global Value Chains: Implications for Trade, Investment and Development Policies.* Récupéré sur https://www.lowyinstitute.org/sites/default/files/pubfiles/ravenhill_-_gvcs_for_lowy.pdf

Robert C.JOHNSON, G. N. (2012). *FRAGMENTATION AND TRADE IN VALUE ADDED OVER FOUR DECADES.* cambridge: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH.

Robert Koopman, Z. W.-J. (2012). *TRACING VALUE-ADDED AND DOUBLE COUNTING IN GROSS EXPORTS.* Cambridge: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH.

صندوق النقد الدولي .(2019) *.آفاق الاقتصاد العالمي :تباطؤ في النمو وتعاف محفوف بالمخاطر .*

- **المراجع العربية باللغة الإنجليزية:**

International Monetary Fund. (2019). *Global economic outlook*: *slowdown* in *growth and precarious recovery.*

قائمة الملاحق:

المواصفات الإحصائية للمتغيرين:

	CA_?	GVCP_?
Mean	0.015821	0.072977
Median	0.004152	0.077185
Maximum	0.292212	0.149900
Minimum	-0.159719	0.032786
Std. Dev.	0.054045	0.024922
Skewness	2.568504	0.183508
Kurtosis	12.38402	2.337579
Jarque-Bera	839.2899	4.205691
Probability	0.000000	0.122108
Sum	2.784575	12.84404
Sum Sq. Dev.	0.511141	0.108689
Observations	176	176
Cross sections	11	11

سكون المتغير التابع عند الفروق الأولى:

Pool unit root test: Summary
Series: CA_OECD, CA_USA, CA_JPN, CA_DEU, CA_GBR, CA_FRA, CA_NOECD, CA_CHN, CA_IND, CA_BRA, CA_RUS, CA_IDN, CA_ALG
Date: 11/20/20 Time: 22:03
Sample: 2000 2015
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 2
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-5.30579	0.0000	13	174
Breitung t-stat	-0.23523	0.4070	13	161
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-4.00994	0.0000	13	174
ADF - Fisher Chi-square	64.8652	0.0000	13	174
PP - Fisher Chi-square	111.852	0.0000	13	182

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

سكون المتغير المستقل عند الفروق الأولى:

Pool unit root test: Summary
Series: GVCP_OECD, GVCP_USA, GVCP_JPN, GVCP_DEU, GVCP_GBR, GVCP_FRA, GVCP_NOECD, GVCP_CHN, GVCP_IND, GVCP_BRA, GVCP_RUS, GVCP_IDN, GVCP_ALG
Date: 11/20/20 Time: 22:05
Sample: 2000 2015
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 2
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-8.90358	0.0000	13	174
Breitung t-stat	-6.37114	0.0000	13	161
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-6.68991	0.0000	13	174
ADF - Fisher Chi-square	86.8339	0.0000	13	174
PP - Fisher Chi-square	171.200	0.0000	13	182

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

اختبار بيدروني للتكامل المتزامن:

Pedroni Residual Cointegration Test
Series: CA_? GVCP_?
Date: 11/26/20 Time: 20:36
Sample: 2000 2015
Included observations: 16
Cross-sections included: 11
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: Deterministic intercept and trend
User-specified lag length: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-0.567133	0.7147	0.034780	0.4861
Panel rho-Statistic	1.206188	0.8861	0.480655	0.6846
Panel PP-Statistic	-1.343625	0.0895	-1.722822	0.0425
Panel ADF-Statistic	-2.085784	0.0185	-2.078206	0.0188

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	1.491265	0.9321
Group PP-Statistic	-1.616541	0.0530
Group ADF-Statistic	-2.117224	0.0171

نموذج الآثار الثابتة للعلاقة بين المتغيرين:

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)
Date: 11/24/20 Time: 08:38
Sample (adjusted): 2001 2015
Included observations: 15 after adjustments
Cross-sections included: 11
Total pool (balanced) observations: 165
Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002489	0.000405	-6.146725	0.0000
DGVCP_?	1.061289	0.052222	20.32269	0.0000
Fixed Effects (Cross)				
USA--C	0.002965			
JPN--C	0.000396			
DEU--C	0.003812			
GBR--C	0.002792			
FRA--C	0.001600			
CHN--C	0.002741			
IND--C	-4.48E-06			
BRA--C	0.001849			
RUS--C	0.001906			
IDN--C	0.002244			
ALG--C	-0.020299			

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

R-squared	0.734184	Mean dependent var	-0.109950
Adjusted R-squared	0.715073	S.D. dependent var	1.929791
S.E. of regression	1.027717	Sum squared resid	161.5988
F-statistic	38.41690	Durbin-Watson stat	2.113639
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.154510	Mean dependent var	-0.003094
Sum squared resid	0.097450	Durbin-Watson stat	1.934562

النموذج التجميعي للعلاقة بين المتغيرين:

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)
Date: 11/24/20 Time: 09:00
Sample (adjusted): 2001 2015
Included observations: 15 after adjustments
Cross-sections included: 11
Total pool (balanced) observations: 165
Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001978	0.000446	-4.435066	0.0000
DGVCP_?	1.172435	0.051661	22.69496	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.762521	Mean dependent var	-0.127805
Adjusted R-squared	0.761064	S.D. dependent var	2.034184
S.E. of regression	0.992024	Sum squared resid	160.4103
F-statistic	523.3763	Durbin-Watson stat	1.959252
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.095812	Mean dependent var	-0.003094
Sum squared resid	0.104216	Durbin-Watson stat	1.811338

اختبار فيشر للمفاضلة بين النموذج التجميعي ونموذج الآثار الثابتة:

Redundant Fixed Effects Tests
Pool: DCA
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	1.053633	(10,153)	0.4017
Cross-section Chi-square	10.988550	10	0.3584

Cross-section fixed effects test equation:
Dependent Variable: DCA_?
Method: Panel Least Squares
Date: 11/24/20 Time: 08:41
Sample (adjusted): 2001 2015
Included observations: 15 after adjustments
Cross-sections included: 11
Total pool (balanced) observations: 165

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002363	0.001975	-1.196320	0.2333
DGVCP_?	1.282397	0.306799	4.179923	0.0000

R-squared	0.096812	Mean dependent var	-0.003094
Adjusted R-squared	0.091271	S.D. dependent var	0.026510
S.E. of regression	0.025272	Akaike info criterion	-4.506226
Sum squared resid	0.104100	Schwarz criterion	-4.468578
Log likelihood	373.7636	Hannan-Quinn criter.	-4.490943
F-statistic	17.47176	Durbin-Watson stat	1.818925
Prob(F-statistic)	0.000047		

نموذج الآثار العشوائية للعلاقة بين المتغيرين:

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled EGLS (Cross-section random effects)
Date: 11/24/20 Time: 08:39
Sample (adjusted): 2001 2015
Included observations: 15 after adjustments
Cross-sections included: 11
Total pool (balanced) observations: 165
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002363	0.001974	-1.196984	0.2331
DGVCP_?	1.282137	0.306331	4.185466	0.0000
Random Effects (Cross)				
USA--C	6.61E-06			
JPN--C	-6.79E-08			
DEU--C	7.89E-06			
GBR--C	6.31E-06			
FRA--C	3.34E-06			
CHN--C	6.10E-06			
IND--C	-1.13E-06			
BRA--C	3.59E-06			
RUS--C	6.44E-06			
IDN--C	6.43E-06			
ALG--C	-4.55E-05			

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.000314	0.0002
Idiosyncratic random	0.025230	0.9998

Weighted Statistics

R-squared	0.096769	Mean dependent var	-0.003090
Adjusted R-squared	0.091228	S.D. dependent var	0.026508
S.E. of regression	0.025270	Sum squared resid	0.104085
F-statistic	17.46324	Durbin-Watson stat	1.819176
Prob(F-statistic)	0.000048		

Unweighted Statistics

R-squared	0.096812	Mean dependent var	-0.003094
Sum squared resid	0.104100	Durbin-Watson stat	1.818908

العلاقة لمجموعة الاقتصادات ككل 2000–2008

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled Least Squares
Date: 12/09/21 Time: 20:35
Sample (adjusted): 2001 2008
Included observations: 8 after adjustments
Cross-sections included: 11
Total pool (balanced) observations: 88

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001761	0.001910	-0.921648	0.3593
DGVCP_?	0.651804	0.323404	2.015449	0.0470

R-squared	0.045103	Mean dependent var	-0.001693
Adjusted R-squared	0.033999	S.D. dependent var	0.018229
S.E. of regression	0.017917	Akaike info criterion	-5.183695
Sum squared resid	0.027607	Schwarz criterion	-5.127392
Log likelihood	230.0826	Hannan-Quinn criter.	-5.161012
F-statistic	4.062033	Durbin-Watson stat	1.608956
Prob(F-statistic)	0.046980		

العلاقة لمجموعة الاقتصادات ككل 2009–2015

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled Least Squares
Date: 12/09/21 Time: 20:36
Sample: 2009 2015
Included observations: 7
Cross-sections included: 11
Total pool (balanced) observations: 77

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002286	0.003654	-0.625811	0.5333
DGVCP_?	1.796762	0.522254	3.440398	0.0010

R-squared	0.136306	Mean dependent var	-0.004696
Adjusted R-squared	0.124790	S.D. dependent var	0.033635
S.E. of regression	0.031466	Akaike info criterion	-4.054186
Sum squared resid	0.074258	Schwarz criterion	-3.993308
Log likelihood	158.0862	Hannan-Quinn criter.	-4.029835
F-statistic	11.83634	Durbin-Watson stat	1.595305
Prob(F-statistic)	0.000952		

العلاقة بالنسبة للمجموعة الأولى 2000–2008

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)
Date: 12/09/21 Time: 17:15
Sample (adjusted): 2001 2008
Included observations: 8 after adjustments
Cross-sections included: 5
Total pool (balanced) observations: 40
Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000220	0.000414	-0.530289	0.5990
DGVCP_?	0.138020	0.073293	1.883114	0.0674

Weighted Statistics

R-squared	0.081829	Mean dependent var	-0.092492
Adjusted R-squared	0.057667	S.D. dependent var	1.056661
S.E. of regression	1.023276	Sum squared resid	39.78953
F-statistic	3.386632	Durbin-Watson stat	1.802798
Prob(F-statistic)	0.073547		

Unweighted Statistics

R-squared	0.018914	Mean dependent var	4.50E-05
Sum squared resid	0.000641	Durbin-Watson stat	1.715082

العلاقة بالنسبة للمجموعة الأولى 2009–2015

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)
Date: 12/09/21 Time: 17:17
Sample: 2009 2015
Included observations: 7
Cross-sections included: 5
Total pool (balanced) observations: 35
Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000907	0.000380	2.386845	0.0229
DGVCP_?	-0.229255	0.073089	-3.136669	0.0036

Weighted Statistics

R-squared	0.228263	Mean dependent var	0.368441
Adjusted R-squared	0.204877	S.D. dependent var	1.129261
S.E. of regression	1.003988	Sum squared resid	33.26375
F-statistic	9.760682	Durbin-Watson stat	1.964156
Prob(F-statistic)	0.003701		

Unweighted Statistics

R-squared	0.019496	Mean dependent var	0.000670
Sum squared resid	0.000652	Durbin-Watson stat	2.042725

العلاقة بالنسبة للمجموعة الثانية 2000–2008

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)
Date: 12/09/21 Time: 17:21
Sample (adjusted): 2001 2008
Included observations: 8 after adjustments
Cross-sections included: 5
Total pool (balanced) observations: 40
Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002668	0.000556	-4.794806	0.0000
DGVCP_?	0.422790	0.103572	4.082101	0.0002

Weighted Statistics

R-squared	0.308822	Mean dependent var	-0.279095
Adjusted R-squared	0.290633	S.D. dependent var	1.230492
S.E. of regression	0.990679	Sum squared resid	37.29493
F-statistic	16.97858	Durbin-Watson stat	1.403672
Prob(F-statistic)	0.000197		

Unweighted Statistics

R-squared	0.179215	Mean dependent var	-0.003172
Sum squared resid	0.003307	Durbin-Watson stat	1.336611

العلاقة بالنسبة للمجموعة الثانية 2009–2015

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)
Date: 12/09/21 Time: 17:21
Sample: 2009 2015
Included observations: 7
Cross-sections included: 5
Total pool (balanced) observations: 35
Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000559	0.001142	-0.489413	0.6278
DGVCP_?	0.098579	0.085815	1.148741	0.2589

Weighted Statistics

R-squared	0.039576	Mean dependent var	-0.014198
Adjusted R-squared	0.010472	S.D. dependent var	1.003544
S.E. of regression	0.998098	Sum squared resid	32.02378
F-statistic	1.359833	Durbin-Watson stat	1.681871
Prob(F-statistic)	0.251925		

Unweighted Statistics

R-squared	-0.024142	Mean dependent var	-0.000340
Sum squared resid	0.001491	Durbin-Watson stat	1.790051

العلاقة بالنسبة للمجموعة الثالثة 2000–2008

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)
Date: 12/09/21 Time: 17:24
Sample (adjusted): 2001 2008
Included observations: 8 after adjustments
Cross-sections included: 1
Total pool (balanced) observations: 8
Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000721	0.019807	0.036417	0.9721
DGVCP_?	2.281273	3.634272	0.627711	0.5533

Weighted Statistics

R-squared	0.046941	Mean dependent var	-0.055782
Adjusted R-squared	-0.111903	S.D. dependent var	1.095055
S.E. of regression	1.154701	Sum squared resid	8.000000
F-statistic	0.295516	Durbin-Watson stat	1.541744
Prob(F-statistic)	0.606300		

Unweighted Statistics

R-squared	0.046941	Mean dependent var	-0.002983
Sum squared resid	0.022880	Durbin-Watson stat	1.541744

العلاقة بالنسبة للمجموعة الثالثة 2009–2015

Dependent Variable: DCA_?
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)
Date: 12/09/21 Time: 17:24
Sample: 2009 2015
Included observations: 7
Cross-sections included: 1
Total pool (balanced) observations: 7
Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011100	0.013805	0.804064	0.4579
DGVCP_?	11.56472	1.420591	8.140781	0.0005

Weighted Statistics

R-squared	0.904466	Mean dependent var	-1.780731
Adjusted R-squared	0.885359	S.D. dependent var	3.494575
S.E. of regression	1.183216	Sum squared resid	7.000000
F-statistic	47.33737	Durbin-Watson stat	2.535305
Prob(F-statistic)	0.000992		

Unweighted Statistics

R-squared	0.904466	Mean dependent var	-0.053301
Sum squared resid	0.006272	Durbin-Watson stat	2.535305