التطور المالي وأثره على النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي

Financial Development and its Impact on Economic Growth in the GCC Countries

د. بدر شحدة سعيد حمدان[1]

جامعة فلسطين، قطاع غزة– فلسطين

bsshamdan49@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2019/12/12 تاريخ النشر: 2020/06/03

Abstract :

The study aimed to assess the impact of financial development on economic growth in the countries of the Gulf Cooperation Council: (United Arab Emirates, Bahrain, Kuwait, Qatar, Oman, Saudi Arabia) during the period 1990-2017, using the panel data approach, by applying three models: The pooled regression model, the Fixed Effects Model (FEM), and the Random Effects Model (REM). For preference between the previous models two tests were used: Lagrange Multiplier (LM) test to choose between the combined regression model and the fixed effects model, and a test (1987) Haussman to choose between a fixed effects model and a random effects model. The study reached the most important results, including: There is a positive impact between financial development and economic growth in the countries of the Gulf Cooperation Council, where the results showed a positive relationship between each (expanded money supply, domestic credit provided to the private sector), and economic growth in the countries of the Gulf Cooperation Council. In light of the previous results, the study recommends the following: Create a structural environment that makes financial development possible, including less government interference in allocating credit and institutional quality

Key words: Financial development, economic growth, panel data, Hausmann test.

مقدمة:

يعتبر النمو الاقتصادي أحد أهم المؤشرات الاقتصادية التي تسعى الدول لتحقيقها، لذلك شغلت حيز كبير من اهتمام الاقتصاديون وصناع القرار في الدول النامية والمتقدمة على حد سواء، من أجل تحسين المستوى المعيشي لأفراد المجتمع ورفع نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وفي هذا الجانب السؤال الرئيسي الذي شغل الباحثون في مجال التنمية الاقتصادية كيف استطاعت بعض الدول تحقيق مستويات نمو اقتصادي مرتفعة فيما عجزت دول أخرى عن تحقيق معدلات نمو مرتفعة.

وللإجابة على السؤال السابق اجتهد الاقتصاديون والباحثون لتحديد ما هي العوامل والمحددات التي تؤدي لحفز النمو الاقتصادي، وكان من بين هذه المحددات التطور المالي، حيث للنظام المالي دور هام في دفع عجلة النمو والنمو الاقتصادية في مختلف الدول بغض النظر عن مستوى تطورها الاقتصادي ودرجة التصنيع، وذلك من خلال الوظائف الهامة والرئيسة التي يقوم بها النظام المالي، فالنظام المالي يسهل عملية تعبئة وتجميع المدخرات وبالتالي يشكل مخزون للموارد المالية لتمويل مختلف الأنشطة الاقتصادية، ويوفر المعلومات الضرورية حول مردودية المشاريع الاستثمارية والقدرة المالي للمؤسسات المقترضة، كما يسهل تبادل السلع والخدمات من خلال تخفيض تكاليف المعاملات والمعلومات المرتبطة بهذه المبادلات.

[1] - المؤلف المرسل: د. بدر شحدة سعيد حمدان -bsshamdan49@gmail.com

ونظراً للأهمية السابقة لدراسة أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي، فإن الهدف الرئيسي لهذه الدراسة هو قياس أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990–2017، من خلال استخدام بيانات البانل داتا، بواسطة برنامج الاقتصاد القياسي (10Eviews)، من أجل الحصول على قيم مقدرة ذات كفاءة واتساق لمعاملات النموذج القياسي المستخدم في الدراسة.

وقد تم تقسيم هذه الدراسة إلى ستة أجزاء: الجزء الأول المقدمة، الجزء الثاني الإطار النظري للعلاقة بين التطور المالي والنمو الاقتصادي، الجزء الثالث الدراسات التجريبية لأثر التطور المالي على النمو الاقتصادي، والجزء الرابع يعرض منهجية الدراسة والنموذج القياسي المستخدم في الدراسة، والجزء الخامس يناقش التحليل الاقتصادي للنتائج التجريبية، أما الجزء الأخير فيعرض ويحلل الملخص والخلاصة وأهم النتائج والتوصيات.

1. مشكلة البحث:

انطلاقاً من تزايد الاهتمام بظاهرة التطور المالي، وازدياد المنافسة بين الدول المتقدمة والنامية على حدٍ سواء في تطوير أسواقها المالية والمصارف، إلا أنه ليس من المتوقع أن يكون الدور الذي تلعبه الأسواق المالية في الدول الصناعية المتقدمة كالولايات المتحدة وبريطانيا واليابان هو نفس الدور الذي تؤديه هذه الأسواق في الدول الأقل تطورا كالدول العربية والإفريقية وغيرها.

ففي الوقت الذي تعتبر فيه البورصات المالية والتطور المالي من أهم ركائز الهيكل الاقتصادي للدول المتقدمة لا تزال البورصات والتطور المالي يمر بمرحلة من النشوء والتطور في معظم الدول النامية. فالاهتمام في تأسيس وتطوير أسواق الأوراق المالية في الدول الأقل تطورا لم يبدأ إلا في العقد الماضي نتيجة التفاعل بين عدد من العوامل والمتغيرات الاقتصادية الداخلية والخارجية، وتعتبر دول مجلس التعاون الخليجي من الدول التي اهتمت بتطوير القطاع المالي من اجل حفز معدلات النمو الاقتصادي وتحقيق التنمية الاقتصادية، وعليه يمكننا صياغة إشكالية الدراسة في السؤال التالي:

ما أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990–2017؟

2. فرضيات البحث: يمكن صياغة فرضيات الدراسة على النحو التالي لتحقيق أهداف الدراسة:

1. الفرضية الرئيسية:

– يؤثر التطور المالي تأثيراً إيجابياً على النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990–2017.

2. الفرضيات الفرعية:

– **الفرضية الفرعية الأولى:** يتوقع أن يكون لعرض النقد كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي تأثيرا إيجابياً على النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990–2017.

– **الفرضية الفرعية الثانية:** يؤثر الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص إيجابياً على النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990–2017.

3. أهداف الدراسة: تتلخص أهداف الدراسة في الآتي:

1. التعرف على واقع التطور المالي في دول مجلي التعاون الخليجي خلال الفترة (2017–1990).
2. قياس أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي في دول مجلي التعاون الخليجي خلال الفترة (2017–1990).

4. أهمية الدراسة:

3. تتناول هذه الدراسة أحد الموضوعات الهامة والمتمثلة في قياس أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة (1990-2017).

4. تعتبر معرفة وتقدير مدى مساهمة التطور المالي في النمو الاقتصادي غاية الأهمية لمتخذي القرار وراسمي السياسة الاقتصادية في دول مجلس التعاون الخليجي.

6. الطرق المستخدمة في الدراسة:

1. صياغة نموذج قياسي بهدف قياس أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي في دول مجلي التعاون الخليجي خلال الفترة (1990-2017).

2. استخدام بعض طرق التقدير الإحصائي وبعض الاختبارات الإحصائية والقياسية للوصول إلى النتائج التي تحقق هدف الدراسة.

المحور الأول: الإطار النظري للبحث:

بدأت معظم دول العالم المتقدمة منها والنامية تولي اهتماما متعاظما لتطوير أسواقها المالية منذ العقود الماضية نتيجة للقناعة المتزايدة بأهمية الدور الذي يمكن لهذه الأسواق أن تلعبه في مسيرة التنمية الاقتصادية.

وتعود جذور الادبيات حول العلاقة بين التطور المالي والنمو الاقتصادي إلى نهاية القرن الثامن عشر، وذلك مع ظهور أفكار Bagehot عام 1873، واصفاً أن هناك تأثير إيجابي للتطور المالي على النمو الاقتصادي مؤكداً على أهمية الوسطاء الماليين في دفع عجلة التنمية والنمو الاقتصادي في إنجلترا في بداية القرن التاسع عشر. وتعدّ دراسة شومبيتر 1911 واحدة من أهم الدراسات ذات الصلة بموضوع هذه الورقة، حيث درس شومبيتر العلاقة بين التطور المالي والنمو الاقتصادي وأشار إلى أن القطاع المالي له بالغ الأثر في تعزيز النمو الاقتصادي.

إلا انه بعد سيطرة نظرية كينز عام 1936 والنموذج النقدي للنمو عام 1956 حيث منحت هذه النظرية مجالاً صغيراً للتطور المالي وأوصت بمعدلات فائدة منخفضة وتوجيه الائتمان والتدخل الكبير للدولة في الحياة الاقتصادية عامة والقطاع المالي بصفة خاصة.

واستمر هذا الوضع إلى أن ظهرت مجموعة من التحليلات التي تتناقض مع النظرية الكينزية بسبب تجاهلها الجانب المالي وعلى رأسهم Gurley and Shaw عام 1955، وHicks عام 1964،

شكلت هذه الانتقادات تربة خصبة لظهور نظرية التحرر المالي في بداية السبعينات بقيادة Shaw& Mcinnon، وأدى ذلك إلى تطور وظهور التحليلات ودعم فرضية التأثير الإيجابي للتطور المالي على النمو الاقتصادي، بالإضافة إلى ذلك، حلل الباحثان شاندر وجيون 2004 أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي، حيث شملت دراستهما الفترة من عام 1960 وحتى عام 1999 في أستراليا، ودرست كيفية تأثير التطور المالي على النمو الاقتصادي باستخدام ثلاثة مؤشرات لتقييم تطور القطاع المالي. ولم يتم التوصل إلى دليل على تأثير النمو الاقتصادي على تطور القطاع المالي، ولكن كان من الممكن استخدام مستويات مقاييس متعددة خاصةً وأن الدراسة تناولت ستة نماذج بمتغيرين تفسيريين لكل نموذج، حيث كان من المفترض دراسة نماذج بأكثر من متغيرين لكل نموذج للتوصل إلى نتائج أكثر دقة ومصداقية وموثوق بها. وحلل الباحث لويس 1955، الذي أضاف على عمل الباحث شومبيتر 1911، العلاقة بين النمو الاقتصادي وتطور القطاع المالي باستخدام قياسات مختلفة، بينما درس الباحثون سمرقندي وفيدرمك وقوش 2013 هذه العلاقة في الدول المصدرة للنفط، وتضمنت كلا الورقتين مقاييس مشابهة للتطور المالي.

وتهدف هذه الورقة إلى دراسة أثر التطور المالي على التنمية الاقتصادية في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017

المحور الثاني: الدراسات السابقة:

يضم الأدب الاقتصادي التجريبي العديد من الدراسات التي تناولت موضوع قياس أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على التنمية الاقتصادية في الدول النامية والمتقدمة، وسوف يتم في هذا الجزء من الدراسة عرض أهم هذه الدراسات:

الدراسات العربية قاست دراسة مدياني وطلحاوي (2019) أثر سياسات التحرير المالي على النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الإسلامي خلال الفترة 1990-2013، وتوصلت الدراسة لتدني أثر التحرير المالي على النمو الاقتصادي لدول منظمة التعاون الإسلامي، وركزت دراسة الغفيص (2017) على تقدير أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي للقطاع غير النفطي في المملكة العربية السعودية، وتوصلت الدراسة إلى أن تأثير التطور المالي على الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي للقطاع الخاص أكبر من تأثيره على الناتج المحلي للقطاع غير النفطي ككل، وقد يكون ذلك دلالة على أن القطاع الحكومي غير النفطي يسهم بشكل أقل من الناتج المحلي للقطاع الخاص غير النفطي. ودرست العموص (2017) أثر تطور القطاع المالي على النمو الاقتصادي في فلسطين خلال الفترة 2008-2015، من خلال تحليل التطور في الجهاز المصرفي والتطور في سوق فلسطين للأوراق المالية على النمو الاقتصادي، وتوصلت الدراسة لوجود أثر إيجابي لتطور القطاع المالي الفلسطيني في تحفيز النمو الاقتصادي خلال فترة الدراسة، وعدم تأثير حجم التداول في البورصة على النمو الاقتصادي في فلسطين.

وقاست دراسة (2016,Al-Qudah) العلاقة بين التنمية المالية والنمو الاقتصادي في الأردن خلال الفترة 1993-2014 باستخدام نموذج تصحيح الخطأ واختبار سببية جرانجر لتحديد العلاقة بين المتغيرات المستقلة (العرض النقدي الضيق (1M) والعرض النقدي الواسع (2M) والتسهيلات الائتمانية للقطاع الخاص) مع التابع معبرا عنه بالنمو الاقتصادي، وأظهرت النتائج أن متغيرات التنمية المالية لها علاقة طويلة المدى مع النمو الاقتصادي في الأردن، وأن العلاقة السببية ثنائية الاتجاه. ودرست أمنة(2016) التطور المالي والنمو الاقتصادي في الدول النامية، حيث ركزت على عينة من 25 دولة نامية خلال الفترة 1989-2014، وتوصلت الدراسة إلى أن تطور القطاع المصرفي يؤثر سلباً على النمو الاقتصادي في هذه الدول.

ودرس بوغزالة (2015) التطور المالي في بلدان المغرب العربي في ظل الانفتاح والتحرير المالي خلال الفترة 1990-2013، وتوصلت الدراسة إلى أن مستويات أعلى من التحرير والانفتاح المالي يرفع من مستوى التطور المالي.

وركز السواعي وعلاوين (2014) على التطور المالي والنمو الاقتصادي حالة بلاد الشام وتوصلت الدراسة إلى عدم وجود علاقة تكاملية بين النمو الاقتصادي إلا لمتغير التطور المالي، وعدم حتمية تأثير التطور المالي على النمو الاقتصادي.

وركز البلبل وآخرون(2004) على الهيكل المالي لمصر وعلاقته بمجمل إنتاجية عوامل الإنتاج(TFP) والنمو الاقتصادي خلال الفترة 1974-2002، وتوصلت الدراسة إلى أن المؤشرات المالية ذات الأساس البنكي لها تأثير سلبي على (TFP)، في حين أن المؤشرات المالية القائمة على أساس السوق لها تأثير إيجابي على (TFP) في مصر.

أما على صعيد الدراسات الأجنبية فقد استكشفت دراسة Murari (2017) العلاقة بين التنمية المالية والنمو الاقتصادي خلال الفترة 1980-2013 في بلدان جنوب اسيا متوسطة الدخل، وتوصلت الدراسة إلى ان الائتمان المحلي الذي يقدمه القطاع المصرفي يرتبط بشكل كبير بالنمو الاقتصادي في كلا الاتجاهين، لكن الائتمان المحلي للقطاع الخاص يرتبط بالنمو الاقتصادي باتجاه واحد. وركز Maposa& Muma (2017) على العلاقة بين التنمية المالية والنمو الاقتصادي في زيمبابوي خلال الفترة الزمنية 2005-2013 باستخدام نموذج تصحيح الخطأ ونموذج VAR وتوصلت الدراسة لوجود تأثير إيجابي طويل الاجل لسعر الفائدة على النمو الاقتصادي،

ووجود علاقة إيجابية بين الأسواق المالية الفعالة والنمو الاقتصادي في زيمبابوي. وقاس (LENKA, 2015) العلاقة بين التنمية المالية والنمو الاقتصادي في الهند باستخدام نموذج تصحيح الخطأ على المدى الطويل، والعلاقة السببية قصيرة الأجل خلال الفترة الزمنية 1980-2011، وتوصلت الدراسة لوجود علاقة تتجه من التنمية المالية للنمو الاقتصادي على المدى الطويل في الهند.

أما (2015,Wang & others) فقد درسوا العلاقة بين التنمية المالية والنمو الاقتصادي في الصين خلال الفترة الزمنية 1978-2013 باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS، وتبين من النتائج أن هناك تأثير سلبي للتنمية المالية على النمو الاقتصادي بشكل عام وعلى نمو التعليم العالي والصناعة بشكل خاص.

المحور الثالث: النموذج القياسي:

بناء على الإطار النظري والدراسات السابقة فقد تم صياغة النموذج القياسي على النحو التالي:

$$GDP_{ti} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{M2}{GDP_{ti}} + \alpha_2 LC_{ti} + \varepsilon$$

حيث إن:

GDP_{ti} : إجمالي الناتج المحلي الإجمالي لدول مجلس التعاون الخليجي معبراً عن التنمية الاقتصادية.

$\frac{M2}{GDP_{ti}}$:عرض النقد الواسع إلى الناتج m2/GDP في دول مجلس التعاون الخليجي

LC_{ti} :الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص (% من إجمالي الناتج المحلي) لدول مجلس التعاون الخليجي

ε :الخطأ العشوائي

α_0 :الحد الثابت

$\alpha_1, \alpha_2,$:معاملات انحدار المتغيرات المستقلة على المتغير التابع

1. مصادر البيانات: تم الاعتماد بيانات (بيانات السلاسل الزمنية المقطعية: Panel Data) وهي عبارة عن مزج البيانات المقطعية (Cross-Section Data)، وبيانات السلاسل الزمنية (Time Series Data). وقد تم الحصول على بيانات البنك الدولي لكل من المتغيرات التالية (الناتج المحلي الإجمالي، عرض النقد الواسع إلى الناتج M2/GDP، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) لدول مجلس التعاون الخليجي وهي على النحو التالي: (الامارات العربية المتحدة، السعودية عمان، قطر الكويت والبحرين) خلال الفترة الزمنية 1990-2017

2. الإجراءات والمنهجية المتبعة: شملت الدراسة على تعريف بيانات السلاسل الزمنية المقطعية، والتي نختصرها بكلمة "بانل داتا في دراستنا، والنماذج الأساسية المستخدمة في تقديرها وكذا طرق الاختيار فيما بينها، إضافة إلى اختبارات التكامل المشترك والعلاقة السببية.

بالإضافة للاختبارات الخاصة بالبانل داتا وذلك من خلال استخدام ثلاثة نماذج هي: نموذج الانحدار المجمع Pooled Regression Model، ونموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects Model، ونموذج الآثار العشوائية Random Effects Model، وللتفضيل بين النماذج السابقة تم استخدام اختبارين: اختبار Lagrange Multiplier(LM) للاختيار بين نموذج الانحدار المجمع ونموذج التأثيرات الثابتة، واختبار Haussman للاختيار بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية.

ا. اختبار جذر الوحدة:

تتلخص عملية اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) للسلسلة الزمنية بواسطة اختبار فيلبس بيرون (P.P) الذي يعد من الاختبارات المهمة للكشف عن سكون السلاسل الزمنية، ويعتمد على الفرق الأول في السلسلة، وذلك على النحو الأتي:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \lambda y_{t-1} + U_t$$
$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \lambda y_{t-1} + U_t$$

ويعتمد اختبار (P.P) على اختبار (t) للمعلمة λ، ويتم اختبار الفرضيتين الآتيتين:

الفرضية العدمية التي تدل على عدم سكون السلسلة الزمنية

$$Null\ Hypothesis \qquad H_0: \lambda = 0$$

الفرضية البديلة التي تدل على سكون السلسلة الزمنية

$$Alternative\ Hypothesis \qquad H_1: \lambda \neq 0$$

فإذا كانت λ سالبة ومعنوية نقبل الفرض البديل الذي يدل على سكون السلسة الزمنية عند مستوياتها، أما إذا كانت غير معنوية، فإن ذلك يدل على عدم سكون السلسلة الزمنية (حمزة، (2011م: 344).

إلا إن الاختبار الأكثر شيوعاً في اختبار سكون السلاسل الزمنية هو اختبار ديكي فولار (Dickey-Fuller) البسيط والموسع، وتعتبر الصيغة الموسعة لاختبار ديكي فولار (Augmented Dickey Fuller) تصحيح للصيغة البسيطة؛ وذلك من خلال إضافة عدد مناسب من حدود الإبطاء الزمني للتخلص من مشكلة الارتباط الذاتي، باستخدام الصيغة الآتية:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \lambda y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^{m} \Delta y_{t-1} + u_t$$

حيث: m تمثل طول الفجوة الزمنية، y_t تمثل أي سلسلة زمنية يراد اختبار السكون لها، و β_1 تمثل الحد الثابت لمعادلة الانحدار الذاتي، و t تمثل الاتجاه الزمني، Δ يمثل الفرق الأول للسلسة الزمنية المدروسة، y_{t-1} تمثل الفترة المتباطئة للسلسة الزمنية، u_t تمثل الحد العشوائي (2004:817,Gujarati). ولغرض اختبار السكون بين متغيرات الدراسة، تم استخدام الاختبارات الخاصة بالبانل داتا للتحقق من سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، وهي على النحو التالي:

اختبار Levin,Lin,Chu(LLC): تم تطوير هذا الاختبار عام 2003، ويعتمد اختبار (LLC) من خلال اختبار DF، وذلك باعتماده على فرضيتين(Barbieri ,2006 :5)

فرضيتين:

H:0 بيانات بانل تحتوي على جذر وحدة.

H:1 بيانات بانل لا تحتوي على جذر وحدة.

اختبار Shin,Pesaran,Im(IPS): تم تطوير هذا الاختبار عام 2003، وينطلق من نفس فرضيات اختبار(LLC)، حيث اعتمد على فرضية العدم كما هي، ولكن تم تجزئة الفرضية البديلة إلى حالتين تسمح باختلاف جذر الانحدار الذاتي(2014,Hasan&et.al).

اختبار Breitung: ظهر اختبار (Breitung) عام 2000، وهو يشبه مع اختبار LLC في المرحلة الأولى من الاختبار، إلا أنه لا يحتوي على حد ثابت، وبالتالي يستخدم هذا الاختبار التغير في الزمن الحالي مع التغير في الزمن للفترة السابقة من اجل الحصول على البواقي (2005,Hlouskova& Wagner). واعتمدت الدراسة على اختبار (LLC) في تحديد استقرارية بيانات البانل داتا لدول مجلس التعاون الخليجي.

2. اختبار التكامل المشترك:

عندما تكون السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة – وفقاً لاختبارات السكون السابقة – يمكن استخدام أساليب التكامل المشترك لدراسة العلاقة الانحدارية للمتغيرات المراد دراستها في المدى الطويل، وهناك العديد من الاختبارات التي تستخدم للتحقق من وجود

التكامل المشترك بين متغيرات السلاسل الزمنية، ويعتبر اختبار جوهانسون (Johanson) الأفضل في حالة احتواء النموذج على أكثر من متغيرين، وذلك لإمكانية وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك، ويتم التحقق من التكامل المشترك بواسطة اختبار جوهانسون من خلال حساب قيمة اختبار القيمة العظمى (λ_{Max}) للمتغيرات المراد إجراء اختبار التكامل المشترك لها، فإذا كانت قيمة الاختبار المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرض العدم القائل بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج المراد تقديره، ونقبل الفرض البديل القائل بوجود علاقة التكامل المشترك بين متغيرات النموذج المراد تقديره (Brooks, 2008,p351).

وهذا في بيانات السلاسل الزمنية، اما بيانات البانل داتا يتم اجراء التكامل المشترك من خلال الاختبارات التالية:

-اختبار Pedroni:

اقترح هذا الاختبار سنة 1999 وطوره سنة 2004 حيث قسمه إلى 7 اختبارات جزئية لكشف واثبات فرضية التكامل المتزامن، حيث يستدعي تطبيقها تقديرا مسبقا للعلاقة على المدى الطويل وتصاغ فرضيته على النحو التالي:

H :0 عدم وجود تكامل مشترك.

H :1 وجود تكامل مشترك.

ترفض فرضية العدم أو تقبل من خلال نتائج أغلبية الاختبارات الجزئية، فإذا تجاوز احتمال P(value) لكل اختبار 5% ترفض الفرضية الصفرية وبالتالي وجود تكامل مشترك، والعكس بالعكس(2010:14,Morshed).

-اختبار Kao:

قدم Kao اختبار عدم التكامل المتزامن انطلاقاً من اختبار ADF معتبرا إياها لا تأخذ في الحسبان عدم التجانس الفردي في ظل الفرضية البديلة واستنتج هو أيضا أن إحصائيته تخضع للتوزيع الطبيعي المختصر المركز (الحجايا، 2018103:).

5. اختبار السببية Causality Test:

يتطلب اختبار اتجاه العلاقة السببية بين متغيرين أن تكون المتغيرات المستعملة مستقرة، ويدلل اختبار (Granger) على وجود تكامل مشترك بين متغيرين يعني وجود علاقة سببية في اتجاه واحد على الأقل وعليه فإن عدم وجود تكامل مشترك يعني عدم وجود علاقة سببية بينهما (شيخي، سلامي، 2013: 14)

1.نموذج الانحدار المجمع Pooled Regression Model

يعمل نموذج الانحدار المجمع Pooled Regression Model (PRM) على إهمال البعد الزمني، وتكون فيه معاملات الانحدار المقدر ثابتة لجميع الفترات الزمنية، ويمكن إيضاح نموذج الانحدار المجمع (PRM)، على النحو التالي (6.Alexiou, 2001: p):

$$Y_{it} = \alpha_i + X\dot{\beta}_{it} + \varepsilon_{it} \dots\dots (3)$$

حيث إن:

i: تمثل الدولة، t: تمثل الزمن، α: قيمة الحد الثابت، $\dot{\beta}_{it}$: قيم المتغير المسقل للدول محل الدراسة في الفترة الزمنية t، ε_{it} : الخطأ العشوائي.

ويفترض هذا النموذج تجانس تباين حدود الخطأ العشوائي بين الدول محل الدراسة، مع تغاير مقداره صفر بين الدول، ويفترض أيضاً ثبات معاملات الحد الثابت، ومعاملات الميل لكل دولة عبر الزمن، وتستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Square (OLS))في تقدير النموذج (الجمال، 2012: 271).

2. نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects Model

يأخذ نموذج التأثيرات الثابتة بعين الاعتبار الميل والمقطع من وحدة إلى أخرى لمشاهدات المقطع العرضي ضمن العينة المدروسة، ويمكن صياغة معادلة نموذج التأثيرات الثابتة على النحوالتالي (Dinardo, Johnston, 1997:p397):

$$\dots. (4)\ Y_{it} = \alpha_1\delta_{1it} + \alpha_2\delta_{2it} + \cdots + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

نلاحظ أن المعادلة السابقة لا تشمل على الحد الثابت العام (α)، وذلك لتجنب الازدواج الخطي التام بين هذا الحد وبين المتغيرات الصورية المكونة للعينة محل الدراسة، وبإضافة المتغيرات الصورية للمعادلة السابقة تصبح على النحو التالي: (Hsiao, 2003:p96)

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_j d_{ij} + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \dots. (5)$$

ويطلق على هذه المعادلة نموذج المربعات الصغرى المشتمل على متغيرات صورية Least Squares With Dummy Variable Model (LSDV)، حيث يتم تقديره باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (Ordinary Least Squares (OLS، ويكون العدد الكلي لمعاملات الانحدار المقدرة عبارة عن عدد معاملات انحدار المتغيرات الصورية المساوية لعدد الدول المكونة للعينة محل الدراسة، ومعامل الميل للمتغيرات المستقلة المستخدمة في النموذج. ويعود إدخال الآثار الثابتة للدول في النموذج إلى وجود بعض المتغيرات غير الملاحظة التي تؤثر على المتغير التابع، ولا تتغير عبر الزمن كحجم الدولة، أوضاع الصحة، ومن ثم فإن نموذج (LSDV) يعكس الفروق والاختلافات بين الدول المكونة لعينة الدراسة (الشوربجي، 201316:).

3. نموذج الآثار العشوائية Random Effects Model

يعتمد نموذج التأثيرات العشوائية على فكرة أن معاملة الحد الثابت في النموذج تعامل كمتغير عشوائي بمعدل مقداره μ بمعنى أن:

$$\alpha_i = \mu + V_i$$

حيث إن: V_i: حد الخطأ في مجموعة البيانات المقطعية للدولة $i\mu$: المتغير العشوائي

ومن خلال التعويض عن الحد الثابت في النموذج التجميعي العام، نحصل على الشكل التالي للمعادلة (العبدلي،2010: 21):

$$y_{it} = \mu + V_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \dots. (7)$$

نلاحظ من المعادلة السابقة أن النموذج يحتوي على مركبتين للخطأ العشوائي هما V_i ،ε_{it} لذلك يطلق على هذا النموذج نموذج مكونات الخطأ(Error Components Model)، ويتم استخدام طريقة المربعات الصغرى المجمعة ، لتقدير نموذج التأثيرات العشوائية (Generalized Least Squares) ، لأن طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) تعطي مقدرات غير كفؤة ولها أخطاء قياسية غير صحيحية (Baltagi, 2001: p16)

4. اختبار مضاعف لاجرانج (LM) Lagrange Multiplier): يأخذ نموذج مضاعف لاجرانج الشكل التالي (Greene, 2002:p299):

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{N}\ (\sum_{t=1}^{T}\ \varepsilon_{it})^2}{\sum_{i=1}^{N}\ \sum_{t=1}^{T}\ \varepsilon_{it}}\right]^2 \sim x^2 \dots\dots (6)$$

ويتم الحكم على نتيجة الاختبار من خلال القيمة الاحتمالية للاختبار(P−value)، فإذا كانت القيمة الاحتمالية أكبر من 0.05 يكون نموذج الانحدار المجمع هو الأكثر ملائمة للبيانات، بينما إذا كانت القيمة الاحتمالية أقل او تساوي 0.05 ، فيكون نموذج التأثيرات الثابتة هو الأكثر ملائمة لبيانات الدراسة. ويمكن أيضا من خلال اختبار F المقيد وفق الصيغة التالية:

$$F = \frac{(SSR_{Pooled} - SSR_{LSDV})}{\frac{SSR_{LSDV}}{(nT - n - k)}} \approx F_{n-1} - 1, n(t-1) - k$$

حيث K تمثل عدد المعلمات المقدرة، SSR_{Pooled} تمثل مجموع مربعات البواقي الناتجة عن تقدسر نموذج الانحدار التجميعي، أما SSR_{LSDV} هي عبارة عن مجموع مربعات البواقي الناتجة عن تقدير التأثيرات الثابتة، ويتم الحجم على نتيجة الاختبار من خلال القيمة الاحتمالية للاختبار فإذا كانت أكبر من (0.05) يكون النموذج التجميعي هو الأكثر ملائمة للبيانات، بينما إذا كانت القيمة الاحتمالية أقل او تساوي 0.05 ، فيكون نموذج التأثيرات الثابتة هو الأكثر ملائمة لبيانات الدراسة، وستعتمد الدراسة على اختبار (F) المقيد.

5. اختبار **Hausman**: قام (1978) Hausman باقتراح اختبار من أجل الاختيار بين نموذج التأثيرات الثابتة (FEM)، وبين نموذج التأثيرات العشوائية (REM)، ويمكن صياغة معادلة الاختبار على النحو التالي (Mengque Liu, 2010: p8) :

$$H = \left(\hat{\beta}^{RE} - \beta^{FE}\right)\left[Var\left(\hat{\beta}^{RE}\right) - \left(Var\hat{\beta}^{FE}\right)\right]^{-1}\left(\hat{\beta}^{RE} - \hat{\beta}^{FE}\right) \ldots\ldots (8)$$

حيث إن: $Var\left(\widehat{\beta}^{RE}\right)$: متجه التباين لمعلمات نموذج التأثيرات العشوائية

$Var(\widehat{\beta}^{FE})$: التباين لمعلمات نموذج التأثيرات الثابتة

ويكون نموذج التأثيرات الثابتة أكثر ملائمة من نموذج التأثيرات العشوائية إذا كانت القيمة الاحتمالية للاختبار أقل من أو تساوي0.05، بينما إذا كانت أكبر من 0.05 فإن نموذج التأثيرات العشوائية سيكون هو الأكثر ملائمة للتقدير(Chmelarova, 2007: p6)

رابعاً: نتائج تقدير النموذج القياسي:

1.الوصف الاحصائي لمتغيرات الدراسة: استخدمت الدراسة العديد من الأساليب الإحصائية الوصفية من أجل وصف متغيرات النموذج القياسي، من خلال استخدام مقاييس التشتت والنزعة المركزية، حيث تم استخدام الوسيط والوسط الحسابي والانحراف المعياري، والتوزيع الطبيعي لكل متغير من متغيرات النموذج القياسي، والجدول(1) يوضح أهم المقاييس الإحصائية لكل من (الناتج المحلي الإجمالي، المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) لدول مجلي التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017

جدول رقم: 1 - المقاييس الإحصائية الوصفية لمتغيرات النموذج القياسي

	GDP	$\frac{M2}{GDP}$	LC
Mean	124.3804	58.38304	43.76673
Median	60.16000	57.56000	40.06500
Maximum	753.8300	192.2300	103.7700
Minimum	4.230000	26.08000	9.550000
Std.Dev	163.4673	21.37409	18.29098
Jarque-Bera	274.1700	489.5130	21.86874
Probabilty	0.000000	0.000000	0.000018

نلاحظ من خلال جدول (1) أن المتوسط الحسابي لإجمالي الناتج المحلي في دول مجلس التعاون الخليجي بلغت(124.3804) مليار دولار، كما بلغت اعلى قيمة (753.8300) مليار دولار للناتج المحلي الإجمالي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017، أما أقل قيمة للناتج المحلي الإجمالي في دول مجلس التعاون الخليجي بلغت (4.230000) مليار دولار. وبلغت قيمة اختبار Jarque-Bera (274.1700) بقيمة احتمالية 0.0000، وهذا يعني ان البيانات لا تتبع توزيع طبيعي.

اما بالنسبة لعرض النقد الموسع مقسوما على الناتج المحلي الإجمالي لدول مجلس التعاون الخليجي فقد بلغ المتوسط الحسابي لعرض النقد الموسع مقسوماً على الناتج المحلي الإجمالي (58.38304) خلال الفترة 1990-2017، كما بلغت اعلى قيمة (192.2300) مليار

دولار لعرض النقد الموسع مقسوماً على الناتج المحلي الإجمالي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017، أما أقل لعرض النقد الموسع مقسوما على الناتج المحلي الإجمالي في دول مجلس التعاون الخليجي بلغت (26.08000) مليار دولار. وبلغت قيمة اختبار Jarque-Bera (489.5130) بقيمة احتمالية 0.0000، وهذا يعني ان البيانات لا تتبع توزيع طبيعي.

اما بالنسبة الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي لدول مجلس التعاون الخليجي فقد بلغ المتوسط الحسابي الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي (43.76673%) خلال الفترة 1990-2017، كما بلغت اعلى قيمة (103.7700%) للائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017، أما أقل قيمة للائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي في دول مجلس التعاون الخليجي بلغت (9.550000%). وبلغت قيمة اختبار Jarque-Bera (21.86874) بقيمة احتمالية 0.0000، وهذا يعني ان البيانات لا تتبع توزيع طبيعي.

2. نتائج اختبار جذر الوحدة: Breitung , (LLC)Levin,Lin,Chu

يوضح جدول(2) نتائج اختبار جذر الوحدة باستخدام اختباري **Breitung،LLC**

جدول رقم: 2 – نتائج اختبار Breitung،LLC لسكون المتغيرات

Variable	LLC		Breitung	
	Level	1st Difference	Level	1st Difference
GDP	1.25288	-6.46092*	-0.75219	-3.19906*
$\frac{M2}{GDP}$	-0.77808	-1.82749*	1.08335	-3.98867 *
LC	0.37943	-2.86339*	-3.00543*	-5.43280*

* معنوي عند 5%.

يتضح من الجدول (2) أن جميع متغيرات الدراسة غير ساكنة في المستوى (Level) ما عدا متغير الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي فقد تميز بالسكون في المستوى (Level) حسب اختبار Breitung. وقد تحقق شرط السكون في المتغيرات بعد أخذ الفرق الأول لها، وبناءً عليه فإن السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج متكاملة من الدرجة الأولى ($CI \sim (1)$)

3. نتائج اختبار التكامل المشترك:

يوضح جدول (3) نتائج اختبار Pedroni للتكامل المشترك بين بيانات البانل داتا للنموذج القياسي

جدول رقم: 3 – اختبار Pedroni للتكامل المشترك لنموذج الدراسة

الاختبارات				الاختبارات المرجحة	
الاختبارات الجزئية		إحصائية	لاحتمال	إحصائية	لاحتمال
داخل الدولة	**V Sta**	-0.6747	0.7501	-1.4539	0.9270
	Rho	0.477347	0.6834	0.321442	0.6261
	PP	0.094675	0.5377	-0.1483	0.4410
	ADF	-2.1182	0.0171	0.172535	0.5685
بين الدول	**Rho**	1.220460	0.8889		
	PP	0.534008	0.7033		
	ADF	-0.1671	0.4336		

نلاحظ من جدول (3) أن الاختبارات الجزئية والبالغ عددها 11، احتمالهم أكبر من 5%، وبناء عليه نقبل الفرض العدمي ونرفض الفرض البديل، بمعنى عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، مما يدل على عدم وجود علاقة طويلة الأجل لأثر المتغيرات المستقلة

(المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) على التنمية الاقتصادية في دول مجلس التعاون الخليجي للفترة 1990-2017

4. نتائج اختبار السببية:

يوضح الجدول(4) اتجاه العلاقة بين كل من (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي والتنمية الاقتصادية لدول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017

جدول رقم : 4 – نتائج اختبار السببية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع

الفرضية الصفرية	F- Stat	Prob
$\frac{M2}{GDP}$ يسبب في GDP	0.47290	0.6241
GDP يسبب في $\frac{M2}{GDP}$	4.43947	0.0134
GDP يسبب في lc	0.07095	0.9315
lc يسبب في GDP	1.58309	0.2087

نلاحظ من جدول (4) أن احتمال الفرضية الصفرية في الحالات الثلاثة أكبر من 0.05، وعليه نقبل الفرضية الصفرية ونرفض الفرضية البديلة، أي أن النمو الاقتصادي لا يسبب في (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017.

كما نلاحظ أن جميع المتغيرات المستقلة (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) لا تسبب في النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017، وذلك لأن القيمة الاحتمالية في الحالات الثلاثة أكبر من 0.05، وهذا يعني قبول الفرضية الصفرية.

5. نتائج اختبار النموذج التجميعي:

يوضح الجدول(5) نتائج اختبار النموذج التجميعي لبيانات الدراسة خلال الفترة الزمنية 1990-2017.

جدول رقم: 5 – نتائج نموذج الاختبار التجميعي (Pooled Regression model)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	53.29908	39.32011	1.355517	0.1771
M2__GDP	0.157318	0.680177	0.231291	0.8174
LC	1.414239	0.794827	1.779304	0.0770
F-statistic	2.442710, Prob (F-statistic)		0.090063	
R-squared	0.028757 Adjusted R-squared		0.016985	

نلاحظ من خلال الجدول (5) أن جميع المتغيرات المستقلة (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) كانت غير معنوية عند مستوى دلالة 5%، كما كان معامل التحديد 0.01%، وهي ضعيفة جداً وتدل على ضعف نموذج الانحدار التجميعي.

كما يتضح من جدول(5) أن قيمة (F)، بلغت 2.442710 عند مستوى معنوية 0.090063 وهي أكبر من 5%، وهذا يدل على عدم معنوية النموذج ككل.

6. نتائج اختبار التأثيرات الثابتة:

يوضح الجدول(6) نتائج اختبار نموذج التأثيرات الثابتة لبيانات الدراسة خلال الفترة الزمنية 1990-2017.

جدول رقم :6 – نتائج نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effect Model)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-91.96420	30.04029	-3.061362	0.0026
M2__GDP	1.336117	0.523940	2.550136	0.0117
LC	3.160804	0.491287	6.433726	0.0000
F-statistic	46.30263, Prob (F-statistic)		0.000000	
R-squared	0.669502			
Adjusted R-squared	0.655043			

7. نتائج اختبار التأثيرات العشوائية:

يوضح الجدول(7) نتائج اختبار نموذج التأثيرات العشوائية لبيانات الدراسة خلال الفترة الزمنية 1990-2017.

جدول رقم: 7 – نتائج نموذج التأثيرات العشوائية (Random Effect Model)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-85.31769	52.97545	-1.610514	0.1092
M2__GDP	1.260713	0.518540	2.431276	0.0161
LC	3.109528	0.490680	6.337174	0.0000
F-statistic	34.90383, Prob (F-statistic)		0.000000	
R-squared	0.297297			
Adjusted R-squared	0.288780			

8. نتائج اختبار F المقيد:

يوضح الجدول(8) نتائج اختبار F المقيد لبيانات الدراسة خلال الفترة الزمنية 1990-2017. من أجل المفاضلة بين النموذج التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة.

جدول رقم: 8 – نتائج اختبار F المقيد

الاختبار	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية (**P-Value**)
اختبار**F** المقيد	**181.1**	**0.0000**

يوضح الجدول(8) ان مستوى الدلالة للاختبار بلغت (181.1) وهذه القيمة أقل من (0.05)، مما يعني رفض الفرضية العدمية وقبول الفرض البديل مما يعني أن نموذج التأثيرات الثابتة أكثر ملائمة وله أفضلية على النموذج التجميعي. وبناء عليه يعتمد نموذج التأثيرات الثابتة لدراسة العلاقة بين متغيرات الدراسة.

9. نتائج اختبار Housman Test

يستخدم هذا الاختبار لاختيار النموذج الملائم بين نموذجي الآثار الثابتة والعشوائية وتظهر نتائجه في جدول (9) نتائج اختبار هاوسمان (Housman Test) للمفاضلة بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية.

جدول رقم: 9 – نتائج اختبار هاوسمان (Housman Test)

Correlated Random Effects - Hausman T			
Test cross-section random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Pro
Cross-section random	6.796164	3	0.03

يتضح من خلال جدول(9) أن قيمة اختبار Housman بلغت 6.796164، ومستوى معنوية 0.0334، وهي أقل من 5% وهذا يعني أن نموذج التأثيرات العشوائية هو النموذج الكثر ملائمة من نموذج التأثيرات الثابتة. لذلك اعتمدت الدراسة في التحليل على نتائج نموذج التأثيرات الثابتة، والجدول التالي يوضح نتائج الآثار الثابتة الخاصة بكل دولة.

جدول رقم :10 - نتائج الآثار العشوائية الخاصة بكل دولة

الرقم	الدولة	الأثر
01	الامارات العربية المتحدة	67.84755
02	السعودية	265.0921
03	عمان	-37.80873
04	قطر	-49.32289
05	الكويت	-110.8714
06	البحرين	-134.9367

يتضح من الجدول(10) إلى أن تباين الآثار العشوائية الخاصة بكل دولة، حيث نجدها تنحصر ما بين دولة السعودية بقيمة (265.0921)، ودولة البحرين بقيمة(-134.9367)

التحليل الاقتصادي لنموذج التأثيرات الثابتة:

من خلال ما تقدم تبين أن نموذج التأثيرات العشوائية هو الأكثر ملائمة من النماذج الأخرى، وذلك بناء على نتائج اختبارات كل من (F) المقيد للمفاضلة بين نموذج التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة، واختبار اختبار هاوسمان (Housman Test) للمفاضلة بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية. لذلك ستحلل الدراسة نموذج التأثيرات العشوائية لاعتباره الأكثر ملائمة على النحو التالي:

بلغت قيمة معامل التحديد R-squared (0.68)، وهذا يعني ان التغير في المتغيرات المستقلة (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) يفسر ما نسبته 68% من التغير الحاصل في المتغير التابع (النمو الاقتصادي) في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017، وما نسبته 34% تعود لمتغيرات لم تدرج في النموذج.

يتضح من جدول (10) أن هناك اختلاف في تأثير المتغيرات المستقلة (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) على النمو الاقتصادي من دولة لأخرى في دول مجلي التعاون الخليجي، وهذا يعود للخصائص الجوهرية لكل دولة مثل السياحة، الموارد الطبيعية، التكنولوجيا.... إلخ.

بلغ معامل انحدار المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي (1.57)، ومستوى معنوية (0.0030) وهي أقل من 5%، وهذا يعني أن زيادة المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي بوحدة واحدة سيؤدي لزيادة النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي 1.57%. وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادي.

بلغ معامل الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي (2.70)، ومستوى معنوية (0.0000) وهي أقل من 5%، وهذا يعني أن زيادة الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي بوحدة واحدة سيؤدي لزيادة النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي 2.70%. وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية.

بلغ معامل الثابت (C= 98.10-) الذي يشير إلى القاطع المشترك مع دول مجلس التعاون الخليجي، حيث يمثل القيمة المقدرة للنمو الاقتصادي عندما تكون المتغيرات المستقلة (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) معدومة.

بلغت قيمة اختبار Fisher (42.89982)، بمستوى معنوية 0.0000، وهي أقل من 5% وهذا يدل على جودة النموذج القياسي ككل.

المحور الرابع: نتائج اختبار الفرضيات:

الفرضية الفرعية الأولى:

بلغ معامل انحدار المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي (1.57)، ومستوى معنوية (0.0030) وهي أقل من 5%، وهذا يعني أن زيادة المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي بوحدة واحدة سيؤدي لزيادة النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي 1.57%، وبناءً على ما سبق، يتضح صحة الفرضية التي تنص على: (يوجد علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي وبين النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017).

الفرضية الفرعية الثانية:

بلغ معامل الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي (2.70)، ومستوى معنوية (0.0000) وهي أقل من 5%، وهذا يعني أن زيادة الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي بوحدة واحدة سيؤدي لزيادة النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي 2.70%. وبناءً على ما سبق، يتضح صحة الفرضية التي تنص على: (يوجد علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي وبين النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017).

النتائج:

هدفت الدراسة لقياس أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017. وتوصلت الدراسة إلى جملة من النتائج أهمها ما يلي:

1. أشارت النتائج إلى أن جميع متغيرات الدراسة غير ساكنة في المستوى (Level) ما عدا متغير الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي فقد تميز بالسكون في المستوى (Level) حسب اختبار Breitung. وقد تحقق شرط السكون في المتغيرات بعد أخذ الفرق الأول لها، وبناءً عليه فإن السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج متكاملة من الدرجة الأولى ($CI\sim(1)$)

2. وضحت النتائج أن الاختبارات الجزئية والبالغ عددها 11، احتمالهم أكبر من 5%، وبناء عليه نقبل الفرض العدمي ونرفض الفرض البديل، بمعنى عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، مما يدل على عدم وجود علاقة طويلة الأجل لأثر المتغيرات المستقلة (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) على النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي للفترة 1990-2017

3. أظهرت نتائج العلاقة السببية أن النمو الاقتصادي لا يسبب في (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017. والعكس صحيح.

4. بلغت قيمة معامل التحديد R-squared (0.68)، وهذا يعني أن التغير في المتغيرات المستقلة (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) يفسر ما نسبته 68% من التغير الحاصل في المتغير التابع (النمو الاقتصادي) في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017، وما نسبته 34% تعود لمتغيرات لم تدرج في النموذج.

5. أشارت النتائج لوجود أن هناك اختلاف في تأثير المتغيرات المستقلة (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) على النمو الاقتصادي من دولة لأخرى في دول مجلي التعاون الخليجي، وهذا يعود للخصائص الجوهرية لكل دولة مثل السياحة، الموارد الطبيعية، التكنولوجيا.... إلخ.

6. بلغ معامل انحدار المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي (1.57)، ومستوى معنوية (0.0030) وهي أقل من 5%، وهذا يعني أن زيادة المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي بوحدة واحدة سيؤدي لزيادة النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي 1.57%.

7. بلغ معامل الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي (2.70)، ومستوى معنوية (0.0000) وهي أقل من 5%، وهذا يعني أن زيادة الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي بوحدة واحدة سيؤدي لزيادة النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي 2.70%.

التوصيات:

في ضوء النتائج السابقة فإن الدراسة توصي بما يلي:

1- افساح المزيد من المجال للائتمان المقدم للقطاع الخاص، من خلال الدفع باتجاه زيادة تنافسية المؤسسات المالية بالشكل الذي يرفع من حجم الودائع المستقطبة من الجمهور من ناجية، وتخفيض نسب الائتمان المقدم للقطاع العام والحكومة من ناحية ثانية، فمع عدم زيادة الائتمان المتعلق بتنمية القطاع الخاص من المتوقع ان يبقى النمو الاقتصادي منخفضاً، بسبب مزاحمة القطاع العام للقطاع الخاص على الائتمان المتعلق بتنمية القطاع الخاص.

2- تركيز الجهود في المجالات التي يبدو فيها التطور المالي على قدر كبير من الضعف خاصة ما تعلق بتقليل الملكية العامة للمؤسسات المالية وتقليل التمويل النقدي لعجز الموازنة إلى أدنى الحدود وتعزيز المنافسة والاستثمار في المواد البشرية وتقوية البيئة القانونية الاستثمارية.

3- خلق نظام مالي تقني متكامل قائم على تطبيقات التكنولوجيا المالية المعاصرة، خاصة ونحن نعيش في مرحلة نمو وتطور الاقتصاد الرقمي والتكنولوجي. لان ذلك يساهم في تسريع التطور الاقتصادي والاجتماعي والسياسي الامر الذي ينعكس على التطور المالي بشكل إيجابي.

4- نشر الوعي حول آليات ومؤشرات التطور المالي لتفعيل دورها في تعزيز النمو الاقتصادي، وفسح المجال للمزيد من الائتمان المقدم للقطاع الخاص. والتسهيلات الائتمانية المباشرة للقطاعات الإنتاجية التي من شانها خلق طاقة إنتاجية جديدة في الاقتصاد الخليجي.

خاتمة:

يعتبر موضوع التطور المالي من المواضع الهامة لجميع الدول خاصة في ظل التطور المالي في الآونة الأخيرة، وتعتبر دول مجلس التعاون الخليجي من الدول التي أولت اهتمام واضح من أجل التطور المالي لتحقيق التنمية الاقتصادية، لذلك ركز هذا البحث على قياس أثر التطور المالي في دول مجلس التعاون الخليجي، وتوصلت الدراسة لجملة من النتائج منها: أن النمو الاقتصادي لا يسبب في (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017. والعكس صحيح. وبلغت قيمة معامل التحديد R-squared (0.68)، وهذا يعني ان التغير في المتغيرات المستقلة (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) يفسر ما نسبته

68% من التغير الحاصل في المتغير التابع (النمو الاقتصادي) في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة 1990-2017، وما نسبته 34% تعود لمتغيرات لم تدرج في النموذج.كما أشارت النتائج لوجود أن هناك اختلاف في تأثير المتغيرات المستقلة (المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي) على النمو الاقتصادي من دولة لأخرى في دول مجلي التعاون الخليجي، وهذا يعود للخصائص الجوهرية لكل دولة مثل السياحة، الموارد الطبيعية، التكنولوجيا.... إلخ. وبلغ معامل انحدار المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي (1.57)، ومستوى معنوية (0.0030) وهي أقل من 5%، وهذا يعني أن زيادة المعروض النقدي الموسع كنسبة من الناتج المحلي بوحدة واحدة سيؤدي لزيادة النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي 1.57%. وبلغ معامل الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي (2.70)، ومستوى معنوية (0.0000) وهي أقل من 5%، وهذا يعني أن زيادة الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص كنسبة من إجمالي الناتج المحلي بوحدة واحدة سيؤدي لزيادة النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي 2.70%.

وفي ضوء النتائج السابقة فإن الدراسة توصي بما يلي: إفساح المزيد من المجال للائتمان المقدم للقطاع الخاص، من خلال الدفع باتجاه زيادة تنافسية المؤسسات المالية بالشكل الذي يرفع من حجم الودائع المستقطبة من الجمهور من ناجية، وتخفيض نسب الائتمان المقدم للقطاع العام والحكومة من ناحية ثانية، فمع عدم زيادة الائتمان المتعلق بتنمية القطاع الخاص من المتوقع أن يبقى النمو الاقتصادي منخفضاً، بسبب مزاحمة القطاع العام للقطاع الخاص على الائتمان المتعلق بتنمية القطاع الخاص. وخلق نظام مالي تقني متكامل قائم على تطبيقات التكنولوجيا المالية المعاصرة، خاصة ونحن نعيش في مرحلة نمو وتطور الاقتصاد الرقمي والتكنولوجي. لان ذلك يساهم في تسريع التطور الاقتصادي والاجتماعي والسياسي الأمر الذي ينعكس على التطور المالي بشكل إيجابي.

بالإضافة لنشر الوعي حول آليات ومؤشرات التطور المالي لتفعيل دورها في تعزيز النمو الاقتصادي، وفسح المجال للمزيد من الائتمان المقدم للقطاع الخاص. والتسهيلات الائتمانية المباشرة للقطاعات الإنتاجية التي من شانها خلق طاقة إنتاجية جديدة في الاقتصاد الخليجي

قائمة المراجع:

1. آمنة، بن دحمان،(2016). التطور المالي والنمو الاقتصادي في الدول النامية، دراسة قياسية باستخدام البانل لعينة من 25 دولة خلال الفترة 1989-2014، رسالة دكتوراه، جامعة أبي بكر بلقايد، تلمسان، الجزائر.
2. البلبل، على، وعمران، محمد، وفتح الدين اتين، (2004). التطور والهيكل المالي والنمو الاقتصادي حالة مصر 1974-2002، معهد السياسات الاقتصادية، صندوق النقد العربي، الامارات العربية المتحدة.
3. البلطجي، بادي،2005. تحليل الاقتصاد القياسي في بيانات البانل داتا، الطبعة الثالثة، ص 4-9
4. بوغزالة، محمد،(2015). التطور المالي في بلدان المغرب العربي في ظل الانفتاح والتحرير المالي خلال الفترة 1990-2013، مجلة أداء المؤسسات الجزائرية، العدد8، الجزائر.
5. الجمال، زكريا، (2012). اختيار النموذج في نماذج البيانات الطولية الثابتة والعشوائية، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد 21.
6. الحجايا، سليم، (2018). محددات الانفاق العام في بعض الدول العربية 2000-2014، المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية، المجلد 5، ال عدد2. الجامعة الأردنية، الأردن.
7. حمزة، حسن، (2011). العولمة المالية والنمو الاقتصادي، الطبعة الأولى، دار الصفاء للنشر والتوزيع –عمان، الأردن.
8. السواعي، خالد وعلاوين، محمد، (2014). التطور المالي والنمو الاقتصادي حالة بلاد الشام، مجلة الكويت الاقتصادية، العدد الرابع والعشرون، الجمعية الاقتصادية الكويتية، الكويت.

9. شيخي، محمد وسلامي، أحمد، (2013). اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري، مجلة الباحث، العدد13.

10. عموص، عبير،(2017). تأثير التطور المالي الفلسطيني على النمو الاقتصادي في فلسطين (2015-2008)، دائرة الأبحاث والسياسة النقدية، سلطة النقد الفلسطينية، فلسطين.

11. الغفيص، محمد،(2017). أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي للقطاع غير النفطي في المملكة العربية السعودية، مجلة سما السعودية، مؤسسة النقد العربي السعودي، العدد السابع، المكلة العربية السعودية.

12. مجدي الشوربجي، (2013). أثر تكنولوجيا المعلومات والاتصالات على النمو الاقتصادي في الدول العربية، جامعة الشلف، ملتقى دولي حول رأس المال الفكري في متطلبات العمال العربية في الاقتصاديات الحديثة.

13. مديان، محمد وطلحاوي، فاطمة الزهراء، (2019). أثر سياسات التحرير المالي على النمو الاقتصادي لدى دول منظمة التعاون الإسلامي، من خلال الرابط التالي: http://dsr.alistiqlal.edu.ps/file/files/182.pdf

14. ALEXIOU, CONSTANTINOS (2001), Effective Demand and Unemployment the European Case: Evidence from Thirteen Countries, p6, accessed from www.epic.ac.uk/documents/ ICAlexiou.pdf.
15. Baltagi, Badi (2001), Econometrics Analysis of Panel Data, Second Edition, British Library Cataloguing in Publication Data, England, ISBN 0-471-49937-4, p16
16. Barbieri, Laura, (2006). Panel Unit Root Tests: A Review, UNIVERSITÀ CATTOLICA DEL SACRO CUORE
17. Brooks, Chris, (2008). Introductory econometrics for finance, second edit, Cambridge University, New York
18. Chmelarova, Viera (2007), The Hausman Test and Some Alternatives with Heteroskedastic Data, Unpublished Ph.D. theses, State University, USA, p6.
19. DINARDO, JOHN & JOHNSTON, JACK (1997), Econometrics Methods, Fourth Edition, McGraw- Hill Companies, Inc, New York, ISBN 0-07-913121-2, p.397.
20. Gujarati, (2004). Basic economics, forth the McGraw-Hill companies
21. HLOUSKOVA, JAROSLAVA& Wagner, MARTIN, 2005. The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Test: Results from a large Scale Simulation Study, EROPEAN UNIVERSITY INSTITUTE.
22. HSIAO C., (2003). Analysis of Panel Data, Cambridge University Press, Cambridge, P.12.
23. HSIAO, CHENG (2003), Analysis of Panel Data, Second Edition, United Kingdom the University Press, Cambridge, p96.
24. HUSSIN, ABDULLAH& NOR'AZNIN, ABU BAKAR& SALLAHUDDIN, HASSAN, (2014). Analysis of FDI Inflows to China from Selected Asian Countries: A Panel Cointegration Approach, Journal of Economic Cooperation and Development. 35.3
25. LENKA, SANJAYA, (2015). Does Financial Development Influence Economic Growth in India, Theoretical and Applied Economics, Volume XXII, 4(605), pp. 159-170
26. MAPOSA, LIFA& Muma, Francis, (2017). The Impact of Financial Development on Economic Growth in Zimbabwe: Comparative Analysis of Stock Markets and Commercial Banks, Open Access Library Journal, Volume 4, e3808, ISSN Online: 2333-9721

27. Mengque Liu (2010), The Hausman test in Dynamic Panel Model, Unpublished Master thesis in Statistics, Faculty of Statistics, Uppsala University, Sweden, p8.
28. MORSHED, HOSSAIN, (2010). A Panel Cointegration Analysis of the Euro area money demand, Master thesis, Lund University
29. MURIRA, KRISHNA, (2017).Financial Development–Economic Growth Nexus: Evidence from South Asian Middle-income Countries, SAGA Journal , Vol18, Issue 4, p924-935
30. PIACENZA**WANG**, YAN & LI, XIAOYU & A. ABDOU, HUSSEIN & G. NTIM, COLLINS, (2015). Financial development and economic growth in China, Investment Management and Financial Innovations, Volume 12, Issue 3.
31. Al-Qudah, Ali, (2015). Financial Development and Economic Growth of Jordan, search Journal of Finance and Accounting, Research Journal of Finance and Accounting www.iiste.org ISSN 2222-1697 (Paper) ISSN 2222-2847 (Online) Vol.7, No.6.