قياس أثر تنافسية النظام المالي علي دخل الفرد: دراسة تطبيقية على دول شمال أفريقيا

محمود عبد العزيز توني[1]
كيرلس ثروت حناالله مسعود[2]

ملخص

يهدف هذا البحث إلى اختبار أثر تنافسية النظام المالي على دخل الفرد، باستخدام بيانات دول شمال أفريقيا (مصر – المغرب – تونس – الجزائر) خلال الفترة (2001 – 2020). تعتمد الدراسة على استخدام نموذج ديناميكي لمزيج من بيانات السلاسل الزمنية والمقطعية باستخدام نموذج الانحدار الخطي بطريقة الأثار العشوائية (RE). وتشير نتائج الدراسة إلى أن معظم مؤشرات تنافسية النظام المالي لها تأثير إيجابي ومعنوي علي نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي، فيما عدا مؤشر العمق المالي والذي له تأثير عكسي عند مستوى معنوية إحصائية ضعيفة 10%.

الكلمات الدالة: تنافسية النظام المالي، دخل الفرد، الأثار العشوائية، دول شمال أفريقيا.

[1] أستاذ الاقتصاد والتجارة الخارجية – كلية التجارة وإدارة الأعمال – جامعة حلوان.
[2] معيد بقسم الاقتصاد – كلية التجارة – جامعة أسوان.

Measuring the Impact of the Competitiveness of the Financial System on Per Capita Income: An Applied Study on North African Countries

Abstract

This research aims to test the impact of the competitiveness of the financial system on per capita income, using data of North African countries (Egypt - Morocco - Tunisia - Algeria) during the period (2001-2020). The study depends on a dynamic panel data model that uses a mixture of time series and cross-sectional data using a linear regression model of the random effects (RE) method. The results indicate that most of the indicators of the competitiveness of the financial system have a positive and significant effect on the per capita share of the real gross national income, except for the financial depth indicator which has a weak statistical inverse impact at the level of 10% significant.

Key words: **competitiveness of the financial system, per capita income, random effects, North African countries.**

1/ المقدمة

تعمل القطاعات المالية التنافسية في قارة إفريقيا على تعزيز التنمية الاقتصادية والنمو الاقتصادي وتحديداً في زيادة دخل الفرد، ولا سيما في ضوء العديد من الأدلة التي أثبتت إيجابية العلاقة بين النظام المالي والنمو الاقتصادي، كما يعتبر تعزيز تنافسية الاقتصادات الإفريقية أحد الأهداف الرئيسية للإصلاحات التي تتم في النظام المالي.

أضف إلى ذلك، أن الفكرة في قضية تنافسية النظام المالي هي أن المنافسة جوهر نجاح أو فشل الشركات المحلية جزئياً، ومن ثم الاقتصادات الوطنية كلياً، كما أن لها دوراً بارزاً في زيادة معدلات الإنتاجية واستقرار النظام المالي في الاقتصادات المختلفة؛ مما يؤدي إلى زيادة دخل الفرد.

2/ مشكلة الدراسة

تعد تنمية الاقتصاد المصري وتعزيز قدرته التنافسية من أهداف الخطة الإستراتيجية للتنمية المستدامة لمصر 2030، بالإضافة إلى هدف انتقال مصر من دول الدخل المتوسط المنخفض إلى دول الدخل المتوسط المرتفع، وهذا قد يعتمد على تنافسية النظام المالي، حيث كشفت تقارير التنافسية العالمية تقدم ترتيب مصر في ركيزة النظام المالي عام 2019 حيث بلغت 92 من إجمالي 141 دولة مقابل 125 من إجمالي 144 دولة عام 2014، و113 من إجمالي 131 دولة عام 2007 (رؤية مصر 2030، 2016؛ GCR, Various Years).

كما أن تقارير التنافسية تفترض أن الدولة التي تحتل مرتبة متقدمة في التنافسية تكون قادرة على توليد دخل كلى أعلى لمواطني تلك الدولة. في حين، كشفت تقارير التنافسية العالمية تراجع ترتيب مصر في مؤشر التنافسية العالمي (GCI) حيث

بلغت 77 من إجمالي 133 دولة عام 2007 مقابل 119 من إجمالي 144 دولة عام 2014، و93 من إجمالي 141 دولة عام 2019 (GCR, Various Years).

وعلى ذلك، يمكن القول بأن هذه الدراسة سوف تركز على "**قياس أثر تنافسية النظام المالي على دخل الفرد**".

3/ الفرضية

تنافسية النظام المالي لها تأثير موجب علي دخل الفرد.

ويتم اختبار هذه الفرضية من خلال اختبار تأثير المؤشرات المختلفة لتنافسية النظام المالي على نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي.

4/ الهدف

يهدف هذا البحث إلى قياس أثر تنافسية النظام المالي على دخل الفرد، واختبار مدي صحة أو خطأ فرضية البحث؛ وذلك للوصول إلى نتائج قد تفيد في عملية اتخاذ القرار.

5/ حدود البحث

أولاً: الحدود الموضوعية Objective Border:

ينصب هذا البحث على قياس أثر تنافسية النظام المالي على دخل الفرد.

ثانياً: الحدود المكانية Spatial Border:

يقتصر هذا البحث على قياس أثر تنافسية النظام المالي على دخل الفرد، وذلك من خلال دراسة مقارنة بين دول شمال أفريقيا (مصر – المغرب – تونس – الجزائر). وقد تم اختيار الدول عينة الدراسة بُناءً على عدة مبررات تتمثل في:

- الدول عينة الدراسة هي دول عربية نامية تقع في منطقة الشرق الأوسط شمال قارة أفريقيا، كما تُصنف ضمن فئة الدخل المتوسط المنخفض (UNCTAD & World Bank, 2021).

- الدول عينة الدراسة جميعاً تقع في المرحلة الثانية من مراحل التنمية والتي يقودها جانب الكفاءة (حسين، 2020).

ثالثاً: الحدود الزمانية Temporal Border:

تم الاعتماد على البيانات المتاحة خلال الفترة (2001 – 2020).

6/ المنهجية

تعتمد الدراسة على الأسلوب الوصفي في توضيح الإطار النظري للعلاقة بين متغيري الدراسة والأدبيات السابقة، كما تعتمد على المنهج الاستقرائي Inductive Method في ملاحظة الظاهرة محل الدراسة (مؤشر التنافسية العالمي – ركيزة النظام المالي – نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي)، وتجميع كافة البيانات والمعلومات المتاحة عنها خلال فترة الدراسة بهدف تحليلها والتوصل منها إلى قوانين عامة (الانتقال من الجزئيات إلى الكليات)، آخذاً في الاعتبار نتائج وتوصيات الدراسات السابقة والتي يمكن الاستفادة منها في موضوع الدراسة المقترح.

7/ التأصيل النظري والدراسات التطبيقية السابقة

أستطاع Walter Bagehot عام 1873 في كتابه "شارع لومبارد: وصف السوق النقدي" من وضع شرح مُفصل للعلاقة بين النظام المالي والنمو الاقتصادي، والتي كانت أول محاولة في ضوء هذه العلاقة حيث تناول العديد من الأمثلة حول كيفية تأثير أسواق المال البريطانية على عوائد رأس المال داخل الدولة، كما أكد على أهمية الدور الفعال الذي لعبه السوق المالي في ظهور الثروة الصناعية في بريطانيا؛ وذلك عن طريق زيادة المدخرات التي تُستخدم في تمويل المشروعات الاستثمارية والابتكارات التكنولوجية طويلة الأجل، كما أوضح أن التطور المالي يؤدى إلى زيادة تراكم رأس المال ومن ثم تعزيز النمو الاقتصادي (حفصاوي، 2018؛ عموص، 2017).

وتأكيداً لذلك، ظهرت أعمال Joseph Schumpeter في كتابه "نظرية التنمية الاقتصادية" الذي نشره لأول مرة عام 1911 والتي تطورت فيما بعد وأصبحت "نظرية التطور الاقتصادي". أوضح أن النظام المالي المتطور يدفع النمو الاقتصادي من خلال تحفيز نمو الابتكارات التكنولوجية وتوجيه الموارد المالية المتاحة إلى القطاعات الأكثر إنتاجية ذات أعلى معدلات متوقعة للعائد، كما أن القطاع المصرفي يساعد في عملية التطور الاقتصادي من خلال زيادة المعروض النقدي وتقديم الائتمان اللازم لزيادة الاستثمارات (Ibrahim & Alagidede, 2018).

من ناحية أخرى، أوضح (1966) Patrick العلاقة السببية المُحتملة بين تطور النظام المالي والنمو الاقتصادي في فرضيتي "الطلب التابع – العرض الرائد". تشير "فرضية الطلب التابع" أن النمو الاقتصادي يؤدى إلى زيادة الطلب على الخدمات المالية مما يؤدى إلى استجابة العرض في النظام المالي، كما أن الأسواق المالية تتطور نتيجة للنمو الاقتصادي، وكلما كان معدل نمو الدخل القومي أسرع كلما أدى ذلك إلى زيادة طلب المؤسسات والهيئات على ادخار الآخرين وبالتالي الوساطة المالية. يتفق Patrick مع Schumpeter في أن المؤسسات المالية الرائدة في العرض تعتمد بشكل أساسي على تحفيز نمو الابتكارات التكنولوجية والبحث عن مشاريع حديثة، أي أن تطور النظام المالي يحفز النمو الاقتصادي وهو ما يسمى بـ "فرضية العرض الرائد".

وأخيراً، أوضح زريقات وآخرون (2015) مساهمات كلاً من McKinnon & Show عام 1973 والتي سعت لتوضيح إيجابيات التحرير المالي وسلبيات الكبح المالي على النمو الاقتصادي، حيث إن نظرية الكبح المالي تقتضي على تدخل الحكومة في النظام المالي من خلال الحد من حرية النشاط المصرفي، كتحديد أسعار الفائدة والاحتياطي الإجباري المترفع على البنوك. في المقابل، فإن

ارتفاع معدلات الفائدة يؤدى إلى زيادة معدلات الادخار، وبالتالي زيادة حجم الاستثمارات مما يؤدى إلى زيادة النمو الاقتصادي وهو ما يسمى بالتحرير المالي.

يعتبر Goldsmith الرائد في دراسة تلك العلاقة بشكلٍ تجريبي عام 1969 والذي أختبر علاقة الوسطاء الماليين بالنمو الاقتصادي مُمثلاً بنصيب الفرد من الناتج القومي الإجمالي الحقيقي، وذلك من خلال اختيار عينة مكونة من 35 دولة متقدمة ونامية خلال الفترة (1860 – 1963). توصل إلى وجود علاقة إيجابية ارتباطية ومهمة بين التنمية المالية والنمو الاقتصادي، حيث إن كفاءة الاستثمارات المُنتجة تتوقف على تطور الوسطاء الماليين من خلال تخصيص المدخرات إلى الاستثمارات الأعلى في معدلات الربحية، وهذا يؤدى إلى زيادة تراكم رأس المال وبالتالي تسريع النمو الاقتصادي (Mohamed, 2017). كما لاحظ كلاً من Greenwood & Jovanovic (1990) أن Goldsmith لم ينجح في تحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرين، بمعنى أن التنمية الاقتصادية تؤدي إلى التنمية المالية أم أن التنمية المالية هي التي تؤدي إلى التنمية الاقتصادية.

وقد قام Levine & Zervos (1998) باختبار العلاقة بين المؤشرات المالية والنمو الاقتصادي باستخدام عينة من 47 دولة خلال الفترة (1976 – 1993)، وأوضحت نتائج الدراسة وجود صلة قوية بين المؤشرات المصرفية وأسواق الأوراق المالية والنمو الاقتصادي طويل الأجل مُمثلاً بنصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. واللافت للنظر في هذه الدراسة بجانب تناولها للعلاقة التجريبية أنها وضحت قناتين يمكن من خلالهم ربط البنوك وأسواق الأوراق المالية بالنمو الاقتصادي هما: نمو الإنتاجية ونمو مخزون رأس المال.

وأوضح Touny (2012) أن العلاقة بين الأسواق المالية والإنتاج الحقيقي عانت من نقص الأدلة حتى السبعينات، حيث إنه عندما قامت دراسات

Goldsmith (1969) & Shaw (1973) & McKinnon (1973) وجدت أن تطور الأسواق المالية كان مرتبطاً بشكلٍ كبير بدخل الفرد، كما أن سوق الأوراق المالية الذي يعمل بشكلٍ جيد هو أحد المكونات الخمسة المهمة للنظام المالي الجيد الذي يدعم النمو الاقتصادي. جمع Touny بين نماذج الأثار الثابتة والعشوائية لتقديم دليل تجريبي للعلاقة بين تطور سوق الأوراق المالية والنمو الاقتصادي مُمثلاً بالناتج المحلي الإجمالي، باستخدام مجموعة من الدول العربية (الأردن – الإمارات العربية المتحدة – البحرين – تونس – عمان – قطر – مصر – المملكة العربية السعودية) خلال الفترة (1980 – 2008). تدعم نتائج هذه الدراسة وجود تأثير مُتبادل للعلاقة بين تطور "تنمية" سوق الأوراق المالية والنمو الاقتصادي.

كما أختار Li & Luo (2021) 26 مدينة من دولة الإمارات العربية المتحدة لإجراء اختبار تجريبي للعلاقة بين الخدمات العامة الأساسية والمنافسة المالية المحلية باستخدام مؤشر نصيب الفرد من الاستثمار الأجنبي المباشر، والنمو الاقتصادي مُمثلاً بنصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، خلال سبع سنوات تبدأ من عام 2012 حتى عام 2018 باستخدام نماذج التأثيرات الثابتة واختبارات الانحدار. توصلت الدراسة إلى أن النمو الاقتصادي يؤدي إلى تحسين الخدمات العامة كماً ونوعاً، في حين أن المنافسة المالية بين الحكومات المحلية لا تساعد على "تقيد" توفير الخدمات العامة.

وفي دراسة حديثة أخرى في أذربيجان لإثبات السببية ثنائية الاتجاه بين التنمية المالية والنمو الاقتصادي مُمثلاً بالناتج المحلي الإجمالي، باستخدام بيانات شهرية تمتد من يناير 2005 إلى أكتوبر 2019 بواسطة سببية جرانجر ونموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، ومن خلال السرد التاريخي للدراسات التطبيقية التي تم عرضها بواسطة Mammadov & Ahmadov (2021) تم اكتشاف

ثلاث نتائج لها تأثيراً إيجابياً على النمو الاقتصادي هي، أولاً: وجوب دمج المدخرات في النظام المالي، ثانياً: زيادة المنافسة بين المؤسسات المالية "تنافسية المؤسسات المالية"، ثالثاً: تخفيض صافي الفائدة الحدية.

ويتضح من الدراسات التطبيقية السابقة أن العلاقة بين النظام المالي والنمو الاقتصادي لم تكن حاسمة، على الرغم من وجود العديد من الدراسات في صالح وجود علاقة إيجابية تمتد من النظام المالي إلى النمو الاقتصادي، كما ظهرت بعض الدراسات تثبت وجود علاقة ثنائية الاتجاه، والبعض الآخر أثبت وجود علاقة تمتد من النمو الاقتصادي إلى النظام المالي فقط. وأخيراً، أظهرت بعض الدراسات وجود روابط قوية في الدول المتقدمة عنه في الدول النامية والتي تكاد تتوقف على المؤشرات المستخدمة في التعبير عن النظام المالي.

وتحاول الدراسة الحالية التركيز على بعض النقاط التي لم يتم التطرق إليها في الدراسات السابقة والتي تتمثل في:

- التركيز على ركيزة جديدة من ركائز مؤشر التنافسية العالمي (ركيزة النظام المالي)، حيث تم استبدال هذه الركيزة عام 2018 في تقارير التنافسية العالمية لمواكبة التطورات التكنولوجية المتسارعة والثورة الصناعية الرابعة (4IR).
- ركزت غالبية الدراسات السابقة على دراسة (النظام المالي – التطور المالي – التنمية المالية – السوق المالي) وعلاقتهم بالنمو الاقتصادي، في حين تركز الدراسة الحالية على دراسة تأثير تنافسية النظام المالي على (دخل الفرد) مُمثلاً بنصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي.
- أغلب الدراسات التطبيقية السابقة شملت مجموعة من الدول غير المتجانسة والمختلفة في ظروفها الاقتصادية، إلا أن هذه الدراسة تُطبق على مجموعة دول (مصر – المغرب – تونس – الجزائر) مُتقاربة في أوضاعها

الاقتصادية، بمعنى أنها أخذت بعين الاعتبار الاتفاق في الظروف الاقتصادية قدر الإمكان.

8/ النتائج التجريبية

8 – 1/ وصف النموذج

تتكون عينة الدراسة من بيانات أربع دول عربية هي (مصر – المغرب – تونس – الجزائر) خلال الفترة (2001 – 2020)، وهي أكبر سلسلة زمنية سنوية طويلة متصلة متاح عنها بيانات لأكبر عدد من المتغيرات. لقد كان الهدف الرئيسي هو المقارنة بين دول شمال قارة أفريقيا، ولكن بالنظر إلى البيانات المتاحة ولأسباب خاصة بدراسة مقارنة غير متحيزة قدر الإمكان تم استبعاد دول (ليبيا – السودان – موريتانيا).

تم الحصول على بيانات المتغيرات محل الدراسة من مصدرين. نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي (GNI) من قاعدة بيانات البنك الدولي World Bank Indicators، أما المؤشرات التي تعبر عن تنافسية النظام المالي تم الحصول عليها من قاعدة بيانات الاقتصاد العالمي. وقد تم الاعتماد على خمس مؤشرات لتنافسية النظام المالي (المتغير المستقل في النموذج) وهم:

- BCR: الائتمان المحلي المُقدم إلي القطاع الخاص من قِبل البنوك كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي،
- CI: نسبة استثمار رأس المال من الناتج المحلي الإجمالي،
- SMC: نسبة رسملة السوق من الناتج المحلي الإجمالي،
- IP: نسبة قسط التأمين من الناتج المحلي الإجمالي،
- BAR: نسبة الاحتياطيات السائلة لدي البنوك من الأصول المصرفية.

وبالتالي يمكن التعبير عن متغيرات النموذج بالمعادلة رقم (1):

$$GNI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 BCR_{it} + \beta_2 CI_{it} + \beta_3 SMC_{it} + \beta_4 IP_{it} + \beta_5 BAR_{it} + u_{it} \quad (Eq.1)$$

حيث:

GNI: نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي (المتغير التابع في النموذج) والذي يمثل دخل الفرد،

α_0: الحد الثابت،

u_{it}: حد الخطأ العشوائي،

β: معلمات المتغيرات المستقلة في النموذج،

it: i تعبر عن الدولة، بينما t تعبر عن الزمن.

تم استخدام مؤشر الائتمان المحلي المُقدم إلى القطاع الخاص من قِبل البنوك كنسبة من الناتج المحلى الإجمالي (BCR) للدلالة على العمق المالي. كلما ارتفعت نسبة الائتمان للقطاع الخاص كلما زادت الاستثمارات التي تتم في الاقتصاد، وبالتالي من المتوقع أن تكون العلاقة بين نسبة الائتمان للقطاع الخاص من الناتج المحلى الإجمالي ودخل الفرد موجبة، أي أن $(\beta_1 > 0)$.

أتفق King & Levine (1993) مع وجهه نظر Schumpeter بأن النظام المالي يمكن أن يعزز النمو الاقتصادي. وقد تم استخدام رأس المال المادي كمتغير تفسيري يؤثر على معدل النمو الاقتصادي ومن ثم دخل الفرد، حيث تم قياسه باستخدام مؤشر تكوين رأس المال الإجمالي الحقيقي (CI) – الاستثمار المحلي الإجمالي "سابقاً –، ومن المتوقع أن يكون له تأثير إيجابي على معدل النمو الاقتصادي ومن ثم دخل الفرد، أي أن $(\beta_2 > 0)$.

كما تم استخدام مؤشر نسبة رسملة السوق من الناتج المحلي الإجمالي (SMC)، وهو أحد المؤشرات التي تعبر عن العمق المالي (أي توفير الائتمان والديون

والتـأمين وحقـوق الملكيـة والمنتجـات الماليـة الأخـرى). ومـن المتوقـع أن حجـم السـوق الإجمالي يرتبط ارتباطاً إيجابياً بالقدرة على تعبئة رأس المال للاستثمارات الأعلى إنتاجية وتنويع المخاطر على المستثمرين وبالتالي زيادة دخل الفرد، أي أن $(\beta_3 > 0)$.

قد يتأثر النمو الاقتصادي بنشاط سوق التأمين؛ وذلك من خلال تحويل المخاطر والتعويض عن الخسائر وتوفير فرص للاستثمار وخدمات الوساطة المالية التي تقدمها البنوك. من المحتمل أن تكون دراسة Ward & Zurbruegg (2000) أول دراسة تطبيقية للعلاقة بين التأمين والنمو الاقتصادي باستخدام مؤشر إجمالي الأقساط الحقيقية (أقساط التأمين على الحياة + أقساط التأمين على غير الحياة)، حيث تبين أن نشاط سوق التأمين يعزز النمو الاقتصادي في ظل ظروف وخصائص معينة لكل دولة، وبالتالي من المتوقع أن يكون لمؤشر قسط التأمين تأثير إيجابي على معدل النمو ومن ثم دخل الفرد، أي أن $(\beta_4 > 0)$.

وأخيراً، تم استخدام مؤشر نسبة الاحتياطيات السائلة لدي البنوك من الأصول المصرفية (BAR) وهو أحد مؤشرات الاستقرار المالي (أي تخفيف حدة المخاطر التي يتعرض لها النظام المالي) التي تعبر عن سلامة البنوك. كلما ارتفعت نسبة سيولة البنك دل ذلك على قدرة البنك على التصدي لأي التزامات مُفاجئة وبالتالي تخفيف حدة المخاطر التي يتعرض لها البنوك، وبالتالي من المتوقع أن يكون لهذا المؤشر تأثيراً ايجابياً على معدل النمو الاقتصادي ودخل الفرد، أي أن $(\beta_5 > 0)$.

8 – 2/ اختبارات جذر الوحدة

أصبح اختبار جذر الوحدة جزءاً لا يتجزأ من البحوث الأكاديمية التطبيقية، حيث إنه من الضروري إجراء هذه الاختبارات لضمان سكون السلاسل الزمنية لتجنب النتائج الزائفة التي ليس لها معنى في نماذج الانحدار الخطية. ففي حالة كانت السلسلة الزمنية تعاني من جذر الوحدة أي أنها غير ساكنة فيجب معالجة

هذه المشكلة بأخذ الفروق (الأولى، الثانية، ...، وهكذا)، حتى تصبح السلسلة الزمنية ساكنة وبالتالي يُطلق عليها سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة (الأولي، الثانية، ...، وهكذا)، وبالتالي يمكن اجراء اختبارات الانحدار المختلفة على تلك المتغيرات بعد معالجة مشكلة جذر الوحدة.

يوجد عدة طرق لاختبار ما إذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة أم لا، والأنسب وبدون الدخول في الجوانب الفنية يمكن استخدام اختبار Im, Pesaran and Shin Test (IPS Test) لجذر الوحدة في حالة البيانات المقطعية panel data، ويتميز هذا الاختبار بأنه أنسب الطرق المُستخدمة في ضوء بيانات السلاسل الزمنية المقطعية المتوازنة balanced panel data، كما أنه يتناسب مع العينات غير المتجانسة نظراً لوجود اختلافات بين الدول عينة الدراسة (Im et al., 1997).

يوضح الجدول رقم (1) ملخص لنتائج اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية، حيث تتمثل الفرضية الصفرية (H_0): هي أن كل سلسلة زمنية ساكنة، مقابل الفرضية البديلة (H_1): هي أن كل سلسلة زمنية غير ساكنة.

وتشير النتائج الى أن المؤشرات (BAR – SMC – CI – BCR) هي ساكنة من الدرجة الأولي عند مستوي معنوية 1% وذلك في ظل وجود متجه الزمن أو بدونه، أما مؤشر (GNI) ساكن من الدرجة الأولي عند مستوي معنوية 1% وذلك في ظل وجود متجه الزمن. وأخيراً، فإن مؤشر (IP) ساكن عند المستوي عند مستوي معنوية 5% وذلك في ظل وجود متجه الزمن، كما أن الفروق الأولي لهذا المؤشر جعلته ساكن من الدرجة الأولي عند مستوي معنوية 1% وذلك في ظل وجود متجه الزمن أو بدونه.

وعليه، يمكن قبول الفرضية الصفرية (H_0): وهي أن كل سلسلة زمنية ساكنة، حيث إن جميع المتغيرات ساكنة أو متكاملة من الدرجة الأولى عند مستوى 1% معنوية في ظل وجود متجه الزمن.

جدول رقم (1) ملخص نتائج اختبار جذر الوحدة باستخدام طريقة (IPS Test)

المتغيرات Variables	عند المستوى Level				عند الفروق الأولي 1^{St} Difference			
	بدون اتجاه زمني		مع اتجاه زمني		بدون اتجاه زمني		مع اتجاه زمني	
	Z-T-Stat.	P-Value	Z-T-Stat.	P-Value	Z-T-Stat.	P-Value	Z-T-Stat.	P-Value
GNI	-0.70	0.24	4.15	1.00	-0.50	0.31	*-2.28	*0.01
BCR	2.53	0.99	0.24	0.60	*-3.28	*0.00	*-3.39	*0.00
CI	0.84	0.80	0.45	0.67	*-2.96	*0.00	*-3.17	*0.00
SMC	-0.73	0.23	-1.17	0.12	*-3.98	*0.00	*-4.20	*0.00
IP	-1.11	0.13	**-1.76	**0.04	*-4.27	*0.00	*-4.36	*0.00
BAR	0.34	0.63	-0.57	0.28	*-2.84	*0.00	*-2.93	*0.00

المصدر: تم الأعِداد من قِبل الباحثين باستخدام برنامج STATA 14. لأحظ أن جميع الأرقام مُقربة لأقرب رقمين عشريين. (* & ** & ***) هي درجات المعنوية عند (1% & 5% & 10%) على التوالي.

8 – 3/ تحليل الارتباط

تم حساب مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المستقلة للتعرف على مدى وجود علاقة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة من عدمه. ويتضح من الجدول رقم (2) أنه لا يوجد ارتباط خطي قوى بين المتغيرات المستقلة، وهو ما يشير الى احتمالية عدم وجود مشكلة الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة.

جدول رقم (2) مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المستقلة

BAR	*IP*	*SMC*	*CI*	*BCR*	*Variables*
				1.00	***BCR***
			1.00	-0.26	***CI***
		1.00	-0.17	0.61	***SMC***
	1.00	0.56	0.09	0.79	***IP***
1.00	-0.66	-0.36	0.20	-0.79	***BAR***

المصدر: تم الأعِداد من قِبل الباحثين باستخدام برنامج STATA 14.

8 – 4/ نتائج تقدير الانحدار

بعد التأكد من سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة عند الفروق الأولي، وأنها لا تعاني من مشكلة الارتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة، يمكن بعد ذلك اختيار النموذج القياسي المناسب لإجراء الانحدار.

تقيس هذه الدراسة تنافسية النظام المالي (المتغير المستقل) من خلال بعض المؤشرات التي توفرت عنها بيانات لسلسلة زمنية طويلة خلال الفترة (2001 – 2020). لقد كان الهدف الرئيسي هو استخدام أحدث المؤشرات التي تقيس ركيزة النظام المالي في ضوء ما ورد في تقرير التنافسية العالمي لعام 2019، وهي ما تمثل مؤشرات تنافسية النظام المالي، ولكن بالنظر إلى البيانات المتاحة تم استبعاد بعض هذه المؤشرات لعدم توفر بيانات سلسلة زمنية عنها واستبدال البعض الآخر.

وبالرغم من صغر حجم العينة (N=4) كان من الصعب تقدير نموذج مستقل لكل دولة على حدي؛ نظراً لعدم توفر سلسلة زمنية طويلة، وبالتالي تم تجميع البيانات للدول عينة الدراسة لمجموعة بيانات متوازنة طويلة (N<T). تغطي مجموعة بيانات السلاسل الزمنية المقطعية في هذه الدراسة 80 ملاحظة (T=20 & N=4) (دولة/سنة).

ونظراً لأن متغيرات الاقتصاد الكلي غالباً ما يظهر بينها علاقات ديناميكية، لذلك؛ يجب مراعاة الجانب الديناميكي (أي الزمن) في النموذج حتى لا نقع في مشكلة الخطأ في توصيف النموذج؛ وذلك لأن القيمة الحالية للمتغير التابع Y_{it} تتأثر بالقيم الحالية والمتباطئة للمتغيرات المستقلة $X_{i,(t-1)}$، والقيم المتباطئة للمتغير التابع نفسه $Y_{i,(t-1)}$. وبالتالي فإن هذه الدراسة ستطبق نموذج ديناميكي خطى لبيانات السلاسل الزمنية المقطعية (Gujarati, 2011).

يوجد العديد من الطرق التي يمكن أن تتعامل مع بيانات البانل والتي يمكن اختيار الأنسب من بينها. وقد استبعدت الدراسة استخدام نموذج P-OLS لأنه ينتج عنه تقديرات متحيزة Biased Estimates؛ لأنه يتجاهل الاختلافات Heterogeneity بين هذه الدول (Gujarati, 2011).

هناك طريقتان شائعتان للتعامل مع بيانات السلاسل الزمنية المقطعية، هما: طريقة الأثار الثابتة Fixed Effects (FE) والأثار العشوائية Random Effects (RE). تراعي طريقة الأثار الثابتة (FE) الاختلافات بين الدول وهو ما يظهر في الحد الثابت (α_i) بحيث يكون لكل دولة ثابت مختلف عن باقي دول العينة، وهو ما يعكس المتغيرات غير المرصودة في النموذج. ولكن؛ تفترض أيضاً أن هذه الاختلافات (مثل: خصائص الأفراد، مستوي التعليم، ثقافة كل دولة، الديانة ومستوي الدخل) ثابتة عبر الزمن (t) أي أنها لا تتغير بمرور الوقت. يمكن التعبير عن هذه الطريقة بالمعادلة رقم (2)، كما أن نتائج تقدير الانحدار موضحة في الجدول رقم (3).

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X'_{it} + u_{it} \qquad (Eq.2)$$

حيث:

Y_{it}: قيمة المتغير التابع (GNI) لكل دولة (i) في الزمن (t)،

α_i: الحد الثابت وهو مختلف لكل دولة (i)، حيث إن $\alpha_i = Z_i'\alpha$،

Z_i': تحتوي على جزء ثابت وآخر متغير خاص بكل دولة (i)؛ ولكن جميعهم ثابتون عبر الزمن (t)،

X_{it}': مجموعة المتغيرات المستقلة (BAR – IP – SMC – CI – BCR) للدولة (i) في الزمن (t)،

β: معلمات المتغيرات المستقلة في النموذج،

u_{it}: حد الخطأ العشوائي، ومن المفترض أنه مُختلف لكل دولة (i) وعبر الزمن (t).

كما يتحكم نموذج (FE) في جميع الفروق الزمنية الثابتة لجميع الدول والتي تظهر كجزء من (Z_i')؛ لذلك لا يمكن اعتبار أن المعلمات المُقدرة في ضوء هذا النموذج متحيزة بسبب حذف الخصائص الثابتة مع مرور الزمن (Touny, 2012).

جدول رقم (3) نتائج تقدير الانحدار بطريقة الأثار الثابتة (FE)

Dependent Variable is (Real GNI Per Capita)

$R^2 = 0.38$ $F(5, 67) = 8.92$ Prob. of F = 0.00 $corr(u_i, X) = -0.22$

P-Value	T	Std. Error	Coefficient	Variables
0.00	-3.73	3.32	-12.40	**D.BCR**
0.00	5.22	3.64	19.01	**D.CI**
0.68	-0.42	0.82	-0.34	**D.SMC**
0.23	-1.20	69.42	-83.43	**D.IP**
0.19	1.32	1.10	1.46	**D.BAR**
0.00	6.34	8.89	56.39	**Constant**
Sigma u = 17.16			F test that all $u_i = 0$	
Sigma ε = 75.65			F (3, 67) = 0.92	
γ = 0.05			Prob. of F = 0.44	

المصدر: تم الأعِداد من قِبل الباحثين باستخدام برنامج STATA 14.

لأحظ الآتي:

- corr (u_i, X): تشير إلى الارتباط بين حد الخطأ والمتغيرات المستقلة،
- Prob. of F: تشير إلى اختبار F لمعرفة ما إذا كانت جميع المعاملات في النموذج تختلف عن الصفر،
- γ: تشير إلى التباين الذي لا تفسره الاختلافات بين الدول،
- P–Value: تشير إلى درجات المعنوية، حيث (* & ** & ***) هي معنوية عند (1% & 5% & 10%) على التوالي،
- تم تقدير نتائج الانحدار بطريقتي الأثار الثابتة والعشوائية باستخدام برنامج STATA 14.

أما إذا كان هناك سبب للاعتقاد بأن الاختلافات بين الدول لها بعض التأثير على المتغير التابع، فمن الأفضل استخدام طريقة الأثار العشوائية (RE). علي عكس طريقة الأثار الثابتة؛ تفترض هذه الطريقة أن الاختلافات بين الدول عشوائية وغير مرتبطة بالمتغيرات المستقلة المدرجة في النموذج. يمكن التعبير عن هذه الطريقة بالمعادلة رقم (3)، كما أن نتائج تقدير الانحدار موضحة في الجدول رقم (4).

$$Y_{it} = \alpha + \beta X'_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \qquad (Eq.\ 3)$$

حيث:

α: الحد الثابت،

u_i: حد الخطأ العشوائي وهو مختلف لكل دولة، ولكنه ثابت عبر الزمن (t)،

ε_{it}: حد الخطأ العشوائي، ومن المفترض أنه مختلف لكل دولة (i) وعبر الزمن (t).

تحتوي معادلة طريقة الأثار العشوائية على حدي خطأ. الأول (u_i) والذي يمثل حد الخطأ لكل دولة، ولكنه ثابت عبر الزمن، كما تفترض هذه الطريقة أن حد الخطأ الأول غير مرتبط بالمتغيرات المستقلة المدرجة في النموذج $corr\ (u_i, X) = 0\ (assumed)$، أما حد الخطأ الثاني (ε_{it}) فهو مختلف لكل دولة (i) وعبر الزمن (t)، وبالتالي تتميز طريقة (RE) بأنها يمكن أن تتضمن متغيرات متغيرة عبر الزمن وآخري ثابتة (مثل: الجنس)، وأخيراً

من مميزات طريقة الأثار العشوائية أنها تسمح بتعميم الاستنتاجات خارج العينة المستخدمة في النموذج الحالي (Baltagi, 2021).

جدول رقم (4) نتائج تقدير الانحدار بطريقة الأثار العشوائية (RE)

Dependent Variable is (Real GNI Per Capita)

R^2 within = 0.40 Wald chi − square (5) = 43.58
between = 0.26 Prob. of chi − square = 0.00
overall = 0.38 corr (u_i, X) = 0 (assumed)

P-Value	Z	Std. Err.	Coefficient	Variables
0.00	-3.87	3.06	-11.87	**D.BCR**
0.00	5.04	3.53	17.80	**D.CI**
0.73	-0.35	0.82	-0.29	**D.SMC**
0.30	-1.03	68.80	-71.01	**D.IP**
0.17	1.37	1.10	1.51	**D.BAR**
0.00	6.31	8.85	55.86	**Constant**
Sigma u = 0.00		Sigma ε = 75.65		γ = 0.00

المصدر: تم الأعِداد من قِبل الباحثين باستخدام برنامج STATA 14.

ولاختيار الطريقة الأكثر ملائمة بين طريقتي الأثار الثابتة والأثار العشوائية لعمل نموذج الانحدار نقوم بإجراء اختبار المواصفات Specification Test والذي قدمه Hausman. الفرضية الصفرية (H_0): هي أن النموذج الأفضل هو التأثيرات العشوائية (RE)، مقابل الفرضية البديلة (H_1): هي أن النموذج الأفضل هو التأثيرات الثابتة (FE).

يختبر هذا الاختبار بشكل أساسي ما إذا كان حد الخطأ (u_i) (المتغيرات المستقلة غير المرصودة في النموذج) مرتبط مع المتغيرات المستقلة (X'_{it}) أم لا. والسؤال هو هل هناك علاقة ارتباط معنوية إحصائياً بين المتغيرات المستقلة وحد

الخطأ أم لا. الفرضية الصفرية (H_0): هي أنه لا يوجد ارتباط معنوي إحصائياً، مقابل الفرضية البديلة (H_1): هي أنه يوجد ارتباط معنوي إحصائياً (Hausman, 1978).

يتضح من نتائج اختبار Hausman والموضحة في الجدول رقم (5)، أن قيمة P–Value (0.78) وهي أكبر من القيمة المحسوبة Chi^2– أي أنها غير معنوية إحصائياً عند مستوي 5% معنوية، وفي هذه الحالة نرفض الفرضية البديلة ونقبل الفرضية الصفرية، وبالتالي فإن النموذج المناسب هو نموذج الأثار العشوائية (RE).

جدول رقم (5) نتائج اختبار Hausman Test

$$Chi - squ.(5) = 2.46 \qquad Prob.\ of\ chi - squ. = 0.78$$

Variables	Coefficients		(r – R) Difference
	Fixed (r)	Random (R)	
D.BCR	-12.40	-11.87	-0.53
D.CI	19.01	17.80	1.21
D.SMC	-0.35	-0.29	-0.06
D.IP	-83.43	-71.01	-12.42
D.BAR	1.46	1.51	-0.05

المصدر: تم الأعِداد من قِبل الباحثين باستخدام برنامج STATA 14.

وعليه، سيكون النموذج المُقدر على طريقة الآثار العشوائية (RE) مع الأخذ في الاعتبار الآثار الديناميكية للمتغيرات محل الدراسة. Dynamic Cross–sectional Time Series Data Model من خلال تقدير النموذج التالي:

$$GNI_{(i,t)} = \alpha_0 + \beta_1 L.D.GNI_{(i,t-1)} + \beta_2 D.BCR_{(i,t)} + \beta_3 D.CI_{(i,t)} + \beta_4 L2.D.SMC_{(i,t)} + \beta_5 L.D.IP_{(i,t)} + \beta_6 D.BAR_{(i,t)} + u_i + \varepsilon_{it} \qquad (Eq.\ 4)$$

وقد تم إجراء العديد من التجارب على برنامج Stata للوصول إلى أفضل النماذج المقدرة لتلاشي أكبر عدد من مشكلات القياس. ونظراً لأن المتغيرات

الاقتصادية الكلية لا يشترط أن يؤثر المتغير المستقل في المتغير التابع في نفس السنة، حيث قد يظهر هذا التأثير في سنوات لاحقة، فقد تم استخدام فترة إبطاء واحدة لمؤشر (L. IP) وفترتي إبطاء لمؤشر (L2. SMC) وذلك للوصول إلى أفضل تقدير للنموذج. كذلك تم استخدام المتغير التابع بفترة إبطاء واحدة $GNI_{(i,t-1)}$ ضمن المتغيرات المستقلة لمعرفة التأثير الديناميكي للمتغير التابع. أيضاً، لتجنب مشكلات القياس تم استخدام "Robust" error term أثناء إجراء الانحدار لتجنب مشكلة اختلاف التباين Heteroskedasticity. في ضوء ما سبق، يوضح الجدول رقم (6) نتائج تقدير الانحدار بطريقة الأثار العشوائية (RE) في ضوء المعادلة رقم (4).

جدول رقم (6) نتائج تقدير الانحدار بطريقة الأثار العشوائية (RE)

Dependent Variable is (Real GNI Per Capita)

R^2 within = 0.54 Wald chi − square (6) = 73.06
between = 0.77 Prob. of chi − square = 0.00
overall = 0.55 corr (u_i, X) = 0 (assumed)

P-Value	Z	Std. Er.	Coefficient	Variables
*0.00	10.91	0.04	0.46	**L.D.GNI**
***0.09	-1.68	5.53	-9.27	**D.BCR**
**0.04	2.03	5.32	10.80	**D.CI**
**0.02	2.27	0.18	0.40	**L2.D.SMC**
*0.00	3.29	79.25	260.82	**L.D.IP**
*0.00	5.40	0.15	0.81	**D.BAR**
*0.00	3.03	6.21	18.80	**Constant**
Sigma u = 0.00		Sigma ε = 68.36		γ = 0.00

المصدر: تم الأعِداد من قِبل الباحثين باستخدام برنامج STATA 14.

توضح نتائج الانحدار بطريقة (RE) صلاحية هذا النموذج في القياس، حيث إن (Prob. of chi − square = 0.00)، وهذا يعنى المعنوية القوية إحصائياً للنموذج للقياسي عند مستوي 1% معنوية. كذلك قيمة معامل التحديد (R^2) بلغت

0.55 وهو ما يشير إلى أن التغيرات في المتغيرات المستقلة تفسر 55% من التغيرات التي تحدث في نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي.

وتشير النتائج إلى وجود علاقة ديناميكية لتأثير المتغير التابع من خلال العلاقة الموجبة لمعلمة المتغير التابع المتأخر (L.GNI) والمعنوية إحصائياً عند مستوى معنوية 1%. كما تشير معلمات المتغيرات المستقلة إلى أن مؤشر (BCR) له تأثير عكسي، ولكن معنوية إحصائية ضعيفة عند مستوي 10%، مما يشير إلى أن زيادة نسبة الائتمان المُقدم من البنوك إلى القطاع الخاص (GDP%) بنسبة 1% تؤدي إلى انخفاض نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي بمقدار (9.27) نقطة.

أما مؤشر (CI) والذي يعبر عن الاستثمار المحلي الإجمالي أو استثمار رأس المال، له معنوية إحصائية طردية قوية عند مستوي 5% معنوية كما توقعنا مُسبقاً، وبالتالي فإن زيادة رأس المال بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي بمقدار (10.80) نقطة. أيضاً، مؤشر (SMC) له معنوية إحصائية قوية طردية عند مستوي 5% معنوية كما توقعنا مُسبقاً، مما يؤكد أن زيادة حجم سوق الأوراق المالية "رسملة السوق" بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي بمقدار (0.40) نقطة.

كذلك، فإن معلمة مؤشر (IP) معنوية قوية إحصائياً وطردية عند مستوي 1% معنوية، وبالتالي فإن زيادة إجمالي أقساط التأمين (التأمين على الحياة + التأمين على غير الحياة) بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي بمقدار (260.82) نقطة.

وأخيراً، يأتي مؤشر (BAR) والذي له معنوية إحصائية قوية طردية عند مستوي 1% معنوية، وبالتالي فإن زيادة نسبة الاحتياطيات السائلة لدي البنوك من

الأصول المصرفية بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي بمقدار (0.81) نقطة.

9/ الخلاصة

استهدف هذا البحث تقدير أثر تنافسية النظام المالي علي دخل الفرد باستخدام بيانات بعض دول شمال أفريقيا (مصر – المغرب – تونس – الجزائر) من خلال اختبار مدى تأثير بعض مؤشرات تنافسية النظام المالي على نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي الحقيقي خلال الفترة (2001–2020). وقد تم إجراء تحليل الانحدار بعد معالجة السلاسل الزمنية من مشكلة عدم سكونها وإجراء تحليل الارتباط بين المتغيرات المستقلة، ثم اختيار النموذج المناسب وهو نموذج الأثار العشوائية (RE).

وأوضحت نتائج الدراسة أن المؤشرات (IP – SMC – CI) والتي تعبر عن العمق المالي لها تأثير إيجابي ومعنوي إحصائياً على نصيب الفرد من الدخل القومي، في حين مؤشر (BCR) والذي يعبر أيضاً عن العمق المالي له معنوية إحصائية ضعيفة عكسية عند مستوي 10% معنوية. وفي ضوء المؤشرات التي تعبر عن جانب الاستقرار المالي، فإن مؤشر (BAR) وهو أحد المؤشرات التي تعبر عن سلامة البنوك له معنوية إحصائية قوية طردية عند مستوي 1% معنوية.

وتتمثل أحد أوجه القصور في الدراسة الحالية في قلة عدد الدول المُستخدمة في الدراسة نظراً لقصور بعض البيانات عن باقي دول شمال قارة أفريقيا، وهو ما قد يكون مجالاً لأبحاث مُستقبلية تتضمن مجموعة أكبر من الدول النامية ومتغيرات جديدة لتنافسية النظام المالي؛ للوصول إلى نتائج تؤكد وتعزز نتائج الدراسة الحالية أو تقدم تصور جديد للعلاقة بين تنافسية النظام المالي ودخل الفرد الحقيقي.

10/ قائمة المراجع

أولاً: المراجع العربية

حسين، إيناس فهمي. (2020). العلاقة بين ريادة الأعمال واقتصاد المعرفة: دراسة تطبيقية على الدول العربية. *مجلة البحوث التجارية المعاصرة، 34*(2)، 1 – 40.

حفصاوي، نور الهدي. (2018). *دراسة العلاقة بين تطور النظام النقدي والمالي والنمو الاقتصادي حالة الجزائر ومصر (1990 – 2016)* [رسالة دكتوراه]. جامعة باتنة.

زريقات، زياد محمد سالم، المقابلة، علي حسين & يوسف، أيمن محمد سعيد. (2015). تأثير تطوير النظام المالي على النمو الاقتصادي في الأردن 1980–2009. *المجلة العربية للإدارة: المنظمة العربية للتنمية الإدارية، 35*(1)، 3–23.

عموص، عبير. (2017). *تأثير التطور في النظام المالي الفلسطيني على النمو الاقتصادي في فلسطين (2008 – 2015).* ورقة عمل مقدمة في سلطة النقد الفلسطينية: دائرة الأبحاث والسياسة النقدية.

وزارة التخطيط والمتابعة والإصلاح الإداري. (2016). *استراتيجية التنمية المستدامة – رؤية مصر 2030.*

ثانياً: المراجع الإنجليزية

Baltagi, B.H. (2021). *Econometric Analysis of Panel Data* (6th ed.). John Wiley & Sons Ltd., Switzerland AG.

Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of Political Economy, 98*(5), 1076–1107.

Gujarati, D. (2011). *Econometrics by example.* Palgrave Macmillan.

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society, 46*(6), 1251-1271.

Ibrahim, M., & Alagidede, P. (2018). Effect of financial development on economic growth in Sub-Saharan Africa: does sectoral growth matter?. *Journal of Policy Modeling, 40*(6), 1104–1125.

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1997). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, *115*(1), 53-74.

King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The quarterly journal of economics*, *108*(3), 717-737.

Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review, 88*(3), 537–558.

Luo, W., & Li, Y. (2021). Basic public services, financial competition, and economic growth of urban agglomeration on Yangtze River Delta based on big data. *Journal of Physics: Conference Series,* (4), 18–52.

Mammadov, I., & Ahmadov, F. (2021). Financial development and economic growth: evidence from Azerbaijan. *Wseas Transactions on Business and Economics, 18*, 237–252.

Mohamed, H. S. A. (2017). *The impact of banking sector development on economic growth in Egypt* [Doctoral thesis]. Helwan University.

Patrick, H. T. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. *Economic Development and Cultural Change*, *14*(2), 174–189.

Schwab, K. (Various Years). *The global competitiveness report (GCR).* World Economic Forum.

StataCorp. (2015). *Stata Statistical Software: Release 14.* College Station, TX: StataCorp LP.

TheGlobalEconomy.com, The World Bank.

Touny, M. A. (2012). Stock market development and economic growth: empirical evidence from some Arab countries. *Arab Journal of Administration, 32*(1), 177–197.

United Nations. (2021). *United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD) Report*.

Ward, D., & Zurbruegg, R. (2000). Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence from OECD Countries. *The Journal of Risk and Insurance, 67*(4), 489–506.