

التأثير الديناميكي للعملة التجارية والمالية على النمو الاقتصادي في بلدان شمال إفريقيا باستخدام نموذج PMG-ARDL

د. معتر محمد عبد الكريم

مدرس الاقتصاد
كلية الدراسات الاقتصادية والعلوم السياسية
جامعة الإسكندرية
جمهورية مصر العربية

الملخص

تهدف تلك الدراسة لبحث العلاقة بين العملة الاقتصادية بشقيها التجاري والمالي والنمو الاقتصادي في الأجلين الطويل والقصير في أربع دول تقع في شمال إفريقيا، وهي: مصر وتونس والجزائر والمغرب، وذلك باستخدام بيانات سلاسل زمنية مقطعية *panel data* تغطي الفترة الزمنية من 1980 حتى 2021. وقد اعتمدت الدراسة على تطبيق نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة (ARDL) من خلال أسلوب وسط المجموعة المدمجة (PMG). وقد توصلت الدراسة إلى أن هناك ارتباطاً بين المقاطع العرضية لمتغيرات الدراسة، وأن هناك تكاملاً مشتركاً بين متغيرات الدراسة. كما أظهرت نتائج الأجل الطويل أن العملة التجارية والعملة المالية لكل منهما تأثير معنوي وإيجابي على النمو الاقتصادي في دول شمال إفريقيا، أما في الأجل القصير، فقد اتضح أن هذا التأثير غير معنوي. هذا، وقد تم التأكيد على النتائج التي تم التوصل إليها من خلال إجراء فحص الحصانة باستخدام طريقة (FMOLS) وطريقة (DOLS). وتوصي الدراسة بضرورة الانفتاح على العالم الخارجي اقتصادياً، سواء أكان هذا الانفتاح تجارياً أم مالياً.

الكلمات المفتاحية: العملة التجارية، العملة المالية، النمو الاقتصادي، شمال إفريقيا، PMG-ARDL.

المقدمة

تؤدي العملة بمكوناتها المختلفة الاقتصادية والاجتماعية والسياسية والثقافية دوراً محورياً في التأثير على مختلف جوانب الحياة وبخاصة مؤشرات الأداء الاقتصادي المحلي والدولي. وقد بذلت المؤسسات الدولية جهوداً حثيثة سعياً لترسيخ تلك الركيزة من جهة، والحد من أخطارها من جهة أخرى. وقد استجابت منطقة شمال إفريقيا لتلك الجهود، إذ شهدت تطوراً ملحوظاً في مستويات العملة خلال العقود الأربعة الأخيرة، فبحسب مؤشرات KOF للعملة المقدمة من (Gygli et al., 2019)، ارتفع مستوى العملة الإجمالي من: 46، 50، 38، 44 في عام 1980 إلى: 66، 65، 55، 70 في عام 2020 في كل من: مصر وتونس والجزائر والمغرب على الترتيب، ما يعكس زيادة في درجة اندماج بلدان شمال إفريقيا مع العالم الخارجي، سواء أكان ذلك اقتصادياً أو اجتماعياً أو سياسياً.

وفيما يتعلق بالجانب الاقتصادي من العملة بشقيه التجاري والمالي، فقد اتخذت دول شمال إفريقيا مزيداً من السياسات والإجراءات التحفيزية للانفتاح على العالم الخارجي من خلال سن كثير من التشريعات التي تحث على تعميق التجارة مع العالم الخارجي تصديراً واستيراداً، واتخاذ مزيد من الإجراءات التي تعمل على زيادة حركة رؤوس الأموال عبر حدودها، فوفقاً لمؤشرات KOF للعملة ارتفعت العملة الاقتصادية من: 45، 48، 34، 36 في عام 1980 إلى: 49، 57، 36، 59 في عام 2019 في كل من: مصر وتونس والجزائر والمغرب على الترتيب (Gygli et al., 2019). بالطبع ذلك كله له انعكاساته على مستويات الأداء الاقتصادي لبلدان شمال إفريقيا خاصة معدلات النمو الاقتصادي.

هذا، ويتم تناول الدراسة وفقاً للأقسام التالية: أولاً، عرض الإطار النظري واستعراض الدراسات السابقة. ثانياً، صياغة مشكلة الدراسة وأهدافها وأهميتها. ثالثاً، تحليل تطور العملة الاقتصادية بشقيها التجاري والمالي خلال فترة

* تم استلام البحث في مايو 2023، وقبل للنشر في يوليو 2023، وتم نشره في يونيو 2024.

الدراسة. رابعاً، إيضاح المنهجية القياسية المتبعة. خامساً، تقدير النموذج القياسي ومناقشة نتائجه. سادساً، الانتهاء إلى الخلاصة وتقديم التوصيات في ضوء ما يتم التوصل إليه من نتائج.

الإطار النظري والدراسات السابقة

مقاييس العملة الاقتصادية

تعدد تعريفات العملة الاقتصادية في الأدبيات الاقتصادية، إلا أن معظمها يدور حول درجة تكامل الاقتصاد المحلي مع الاقتصاد العالمي. وهي بهذا التعريف تنقسم إلى بعدين أساسيين، وهما: العملة التجارية، والعملة المالية، فبالنسبة للعملة التجارية، فهي تلك المتعلقة بالتدفقات الحقيقية بين الدول كالسلع والخدمات، ويمكن التفرقة بين نوعين: أولاً، مقاييس de-facto، تلك المتعلقة بالتدفق الفعلي للنتائج عبر الدول، وهي تخص عدة جوانب، منها: حجم الصادرات والواردات سواء أكانت السلعية أو الخدمية، ودرجة تنوع الشركاء التجاريين. ثانياً، مقاييس de-jure، تلك المتعلقة بالبيئة التشريعية والإطار القانوني الخاص بالتجارة بين الدول، مثل: الحواجز الجمركية والحواجز غير الجمركية. وعليه، يمكن القول إن النوع الأول يعكس الانفتاح التجاري الفعلي للدولة، أما النوع الثاني فيعكس استعداد الدولة للانفتاح التجاري (Grabner et al., 2021).

أما بالنسبة للبعد الثاني وهو العملة المالية، فهو يتعلق بالتدفقات المالية بين الدول، وهذا البعد أقل تحديداً من البعد التجاري، إذ تتباين المؤشرات والمقاييس الخاصة به، إلا أنه يمكن التفرقة أيضاً بين نوعين: أولاً، مقاييس de-facto، تلك المتعلقة بالانتقالات الفعلية لرؤوس الأموال عبر الدول، منها: الاستثمارات الأجنبية المباشرة، والاستثمارات الدولية في محافظ الأوراق المالية، وأرصدة الأصول والالتزامات الأجنبية، والديون الدولية. ثانياً، مقاييس de-jure، تلك المتعلقة بالقيود القانونية التي تعوق حركة رؤوس الأموال عبر الدول (Gygli et al., 2018). وعليه، يمكن القول إن النوع الأول يعكس الانفتاح المالي الفعلي للدولة، أما النوع الثاني فيعكس استعداد الدولة للانفتاح المالي.

تلك هي التصنيفات الأربعة الأساسية للانفتاح الاقتصادي، اثنان يخصان الانفتاح التجاري واثنان يخصان الانفتاح المالي، وتصنيف آخر، اثنان يخصان الانفتاح الفعلي، واثنان يخصان الاستعداد للانفتاح من خلال سن وتطبيق التشريعات والقوانين والسياسات الاقتصادية. وهناك مقاييس مركبة تقوم على بناء مؤشرات تتألف من الأنواع الأربعة السابقة، لعل أشهرها مؤشرات (KOF). ويقتصر البحث الحالي على مقاييس de-facto، وبخاصة على مجموع الصادرات والواردات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي كمؤشر للعملة التجارية، وعلى صافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي كمؤشر للعملة المالية، وذلك على اعتبار أن تلك المؤشرات تستخدم على نطاق واسع في الأدبيات الاقتصادية، فضلاً عن توافر بياناتها الخاصة بالدول محل الدراسة.

الأدبيات النظرية

هناك عديد من الأدبيات النظرية التي تناولت علاقة العملة الاقتصادية بالنمو الاقتصادي. فيما يتعلق بالعملة التجارية، أوضح Haberler وغيره أن التجارة الدولية لها آثار إيجابية على التنمية الاقتصادية من خلال عدة قنوات: أولاً، تساعد التجارة الدولية الدول على الاستخدام الكامل لمواردها المحلية، حيث تعمل على توظيف الطاقة العاطلة الناجمة عن قصور الطلب المحلي. ثانياً، تسهم التجارة الدولية في توسيع نطاق السوق، وهو ما يساعد في التخصص وتقسيم العمل، والاستفادة من وفورات الحجم. ثالثاً، تؤدي التجارة الدولية إلى نقل التكنولوجيا والأساليب الإنتاجية الحديثة والمهارات الإدارية إلى أسواق الدول النامية. رابعاً، إن استيراد منتجات جديدة يحفز الطلب المحلي عليها للحد الذي عنده يصبح إنتاجها المحلي بكفاءة ممكناً. خامساً، تسهم التجارة الدولية في زيادة جودة المنتج المحلي لمنافسة المنتجات الأجنبية، كما أنها تعمل على محاربة الممارسات الاحتكارية في الداخل. يتفق هذا التحليل مع التطورات التي طرأت على نظرية النمو الداخلي، والتي توضح أن تخفيض المعوقات أمام التجارة الدولية سوف يسرع من وتيرة النمو الاقتصادي والتنمية في الأجل الطويل (Salvatore, 2013).

وفيما يتعلق بالعملة المالية، وبخاصة الاستثمار الأجنبي المباشر، يتضح أن هناك حججاً مؤيدة وأخرى معارضة للدور الإيجابي الذي تمارسه تلك الاستثمارات على النمو الاقتصادي، فبالنسبة للحجج المؤيدة، الاستثمار الأجنبي المباشر

يحفز النمو الاقتصادي للدولة المضيفة من خلال عدة قنوات، لعل أهمها: سد فجوة المدخرات المحلية، وسد فجوة النقد الأجنبي عن طريق توليد تدفق صافٍ موجب لعوائد الصادرات، وتوفير وعاء ضريبي جديد للحكومة، ونقل الخبرات الإدارية والتنظيمية والتكنولوجيا المتطورة، وزيادة إنتاجية العامل. وعلى العكس، هناك تيار مضاد يرى أن الاستثمار الأجنبي المباشر قد يكون معوقاً للنمو أو على الأقل غير فاعل في تحفيز النمو الاقتصادي للدول المستضيفة لعدة أسباب، منها: مزاحمته للقطاع الخاص المحلي على الموارد المحلية، وقمعه الشركات صغيرة ومتوسطة الحجم وإخراجها من السوق نظراً للوفورات التي تحققها تلك الاستثمارات من جراء اقتصاديات الحجم الكبير، وهو ما يزيد من ممارساتها الاحتكارية. يضاف إلى ذلك، استخداماتها لتكنولوجيا مكثفة لرأس المال وهو ما لا يتلاءم مع الهيكل الاقتصادي للدول النامية ويعمق من مشكلة البطالة لديها، فضلاً عن حصول تلك الاستثمارات على امتيازات ضريبية وحماية جمركية، كما أنها قد تسهم في زيادة حدة التفاوت في توزيع الدخل، وإفساد البيئة السياسية (Todaro & Smith, 2015).

الدراسات السابقة

فيما يتعلق بالأدبيات التطبيقية، هناك عديد من الدراسات التي تناولت علاقة العولمة الاقتصادية ببعديها التجاري والمالي بالنمو الاقتصادي، وقد استخدمت تلك الدراسات مؤشرات مختلفة للعولمة الاقتصادية منها ما هو إجمالي، ومنها ما يتعلق بأحد بعديها. ومن بين تلك الدراسات ما طبق على دولة بعينها، ومنها ما طبق على مجموعة من الدول في شكل سلاسل زمنية مقطعية. ويمكن عرض تلك الدراسات مع التركيز على الدول النامية والدول الإفريقية على النحو التالي:

دراسة (Keho 2017) التي قامت ببحث تأثير الانفتاح التجاري على النمو الاقتصادي في ساحل العاج خلال الفترة (1965 - 2014) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة (ARDL)، فضلاً عن بحث العلاقة السببية بين الانفتاح التجاري والنمو الاقتصادي باستخدام سببية جرانجر Granger Causality. وقد بينت النتائج أن هناك تكاملاً مشتركاً بين متغيرات النموذج، وأن الانفتاح التجاري يمارس تأثيراً إيجابياً على النمو الاقتصادي في كل من الأجل القصير والأجل الطويل. هذا، وقد أظهر اختبار السببية أن هناك علاقة سببية أحادية الاتجاه تتجه من الانفتاح التجاري إلى النمو الاقتصادي.

دراسة (Hassen et al. 2013) التي قامت ببحث تأثير كل من الاستثمار الأجنبي المباشر والانفتاح التجاري على النمو الاقتصادي في تونس خلال الفترة (1975 - 2010) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS). وقد أظهرت النتائج أن كلاً من الانفتاح التجاري والاستثمار الأجنبي المباشر له تأثير إيجابي معنوي على النمو الاقتصادي في الأجل الطويل.

دراسة (Zahonogo 2017) التي قامت ببحث تأثير الانفتاح التجاري على النمو الاقتصادي في بلدان إفريقيا جنوب الصحراء خلال الفترة (1980 - 2012) باستخدام بيانات سلاسل زمنية مقطعية لعينة مكونة من 42 دولة، وقد تم الاعتماد على نموذج وسط المجموعة المدمجة (PMG) Pooled Mean Group. وقد توصلت الدراسة إلى أن العلاقة بين الانفتاح التجاري والنمو الاقتصادي غير خطية، حيث يؤثر الانفتاح التجاري على النمو الاقتصادي بشكل معنوي وإيجابي حتى مستوى العتبة الذي بعده يصبح التأثير سلبياً.

دراسة (Olimpia & Stela 2017) التي تناولت تأثير العولمة بأبعادها الثلاثة - الاقتصادية والاجتماعية والسياسية - على النمو الاقتصادي في رومانيا خلال الفترة (1990 - 2013)، باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS). وقد وجدت الدراسة أن العولمة كلياً وفقاً لمؤشر KOF لها تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي، وفيما يتعلق بأبعادها الثلاثة، فقد اتضح أن العولمة الاقتصادية والعولمة السياسية لهما تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي، أما العولمة الاجتماعية فلها تأثير سلبي على النمو الاقتصادي.

دراسة (Manteli 2015) التي تناولت العلاقة السببية بين الانفتاح التجاري والنمو الاقتصادي في عينة مكونة من 87 دولة من الدول النامية والمتقدمة خلال الفترة (1973-2013)، وقد استخدمت الدراسة نموذج الأثر الثابت fixed effect، وقد توصلت إلى أن الانفتاح التجاري يؤثر بشكل إيجابي - في جميع الدول - على متوسط نصيب الفرد من الدخل لكن هذا التأثير غير معنوي، وبالنسبة للدول النامية وجدت الدراسة أن الانفتاح التجاري له تأثير سلبي على متوسط نصيب

الفرد من الدخل وإيجابي على نمو الدخل، أما بالنسبة للدول المتقدمة فقد وجدت الدراسة أن الانفتاح التجاري له تأثير سلبي على كل من متوسط نصيب الفرد من الدخل ونمو الدخل.

دراسة (Shittu et al. (2020 التي قامت ببحث تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر والعملة على النمو الاقتصادي في دول غرب إفريقيا خلال الفترة (1996 – 2016) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة (ARDL) وبالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية مقطعية، وقد توصلت الدراسة إلى أن النمو الاقتصادي يتأثر إيجابياً بكل من صافي الاستثمار الأجنبي المباشر المتدفق للداخل والعملة طبقاً لمؤشرات (KOF).

دراسة (Heimberger (2021 التي تناولت تأثير العملة الاقتصادية على النمو الاقتصادي من خلال تحليل meta-regression وذلك لمجموعة بيانات مكونة من 5542 مقدر تم الحصول عليها من 516 دراسة. وقد توصلت الدراسة إلى أن العملة الاقتصادية لها تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي، وأن مصدر هذا التأثير هي العملة التجارية وليست العملة المالية، كما توصلت الدراسة إلى أن تأثير العملة على النمو يتغير عبر الزمن.

دراسة (Kilic (2015 التي قامت ببحث تأثير العملة الاقتصادية والاجتماعية والسياسية على النمو الاقتصادي بالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية مقطعية تغطي الفترة (1981 - 2011) لعينة مكونة من 74 دولة نامية، وذلك باستخدام نموذج الأثر الثابت Fixed Effect وسببية جرانجر Granger Causality. وقد توصلت الدراسة إلى أن النمو الاقتصادي يتأثر إيجابياً بكل من العملة الاقتصادية والعملة السياسية، بينما يتأثر سلبياً بالعملة الاجتماعية. كما توصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين العملة الاقتصادية والنمو الاقتصادي، وعلاقة سببية أحادية الاتجاه بين العملة الاجتماعية والنمو الاقتصادي.

دراسة (Gozgor & Can (2017 وتناولت العلاقة السببية بين العملة الاقتصادية وتنوع الصادرات والنمو الاقتصادي بالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية مقطعية تخص 139 دولة وتغطي من (1970-2010)، باستخدام اختبار Dumitrescu-Hurlin للسببية. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين العملة الاقتصادية والنمو الاقتصادي، وأن العملة الاقتصادية ترتبط إيجابياً بالنمو الاقتصادي فقط فيما يخص الدول ذات الدخل فوق المتوسط.

دراسة (Suci et al. (2015 وبحثت تأثير العملة بأبعادها الثلاثة الاقتصادية والاجتماعية والسياسية على النمو الاقتصادي بالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية مقطعية تخص 6 دول نامية من رابطة دول جنوب شرق آسيا (ASEAN) خلال الفترة (2006-2012)، باستخدام نموذج الأثر الثابت. ووفقاً لمؤشر KOF للعملة، توصلت الدراسة إلى أن المؤشر الكلي للعملة يؤثر بشكل معنوي وإيجابي على النمو الاقتصادي، وأن كلاً من العملة الاقتصادية والعملة السياسية يؤثر بشكل معنوي وإيجابي على النمو الاقتصادي أيضاً، لكن العملة الاجتماعية لم تجد لها الدراسة تأثيراً على النمو الاقتصادي.

دراسة (Kiran & Gyris (2011 التي تناولت تأثير الانفتاح التجاري والانفتاح المالي على النمو الاقتصادي في تركيا خلال الفترة (1992 - 2006) باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد، واختبار سببية Toda-Yamamoto. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة في تركيا، وأن هناك علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين الانفتاح التجاري والنمو الاقتصادي، لكن تأثير الانفتاح المالي على النمو الاقتصادي كان غير معنوي.

دراسة (Kim et al. (2012 التي قامت ببحث التأثير الديناميكي للانفتاح المالي على النمو الاقتصادي بالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية مقطعية تغطي الفترة (1975-2007) لعينة مكونة من 90 دولة نامية، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة (ARDL) من خلال أسلوب وسط المجموعة المدمجة (PMG). وقد توصلت الدراسة إلى أن التكامل المالي يؤثر إيجابياً في النمو الاقتصادي، بينما يؤثر الاستثمار الأجنبي المباشر سلبياً في النمو الاقتصادي.

تختلف الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة في أنها لا تتناول العملة الاقتصادية في مجملها، بل إنها تتناول العملة الاقتصادية بشقيها التجاري والمالي، كما أنها تتناول تأثير العملة التجارية والعملة المالية على النمو الاقتصادي باستخدام بيانات سلاسل زمنية مقطعية، وتعتمد على نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة (ARDL) من خلال أسلوب وسط المجموعة المدمجة (PMG)، فضلاً عن أنها تركز على دول شمال إفريقيا نظراً للتحارب الجغرافي والثقافي بينها، كما أنها تغطي فترة أطول نسبياً من عام 1980-2021.

مشكلة الدراسة

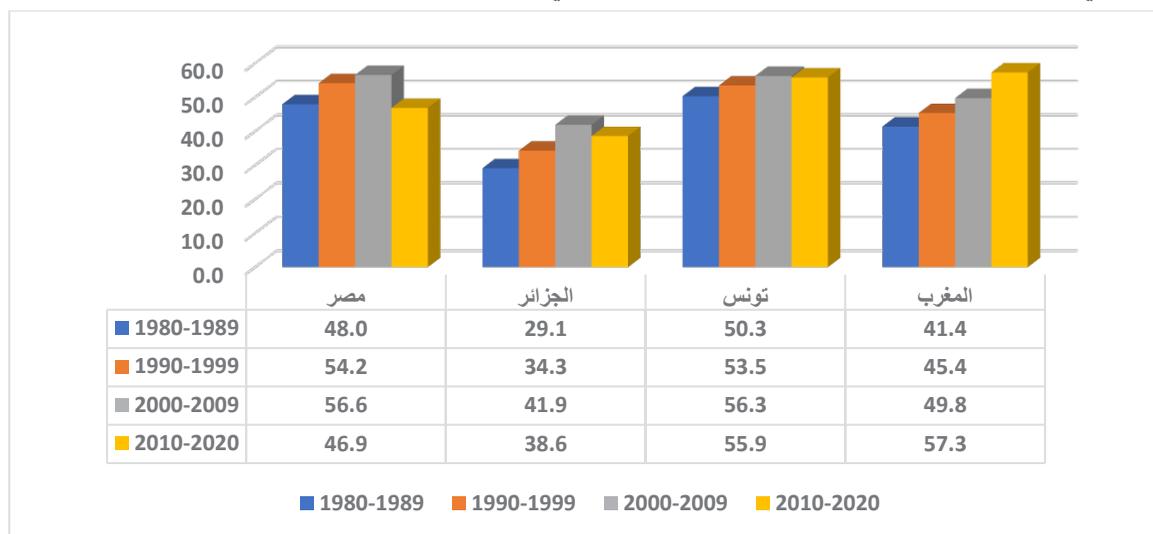
- بعد استعراض الدراسات السابقة، يمكن صياغة مشكلة الدراسة في التساؤلين الرئيسيين التاليين:
- هل تؤثر العولمة التجارية إيجابياً على النمو الاقتصادي في دول شمال إفريقيا؟
 - هل تؤثر العولمة المالية إيجابياً على النمو الاقتصادي في دول شمال إفريقيا؟

هدف وأهمية الدراسة

تهدف تلك الدراسة إلى بحث تأثير كل من العولمة التجارية والعولمة المالية على النمو الاقتصادي في بلدان شمال إفريقيا، وهي: مصر وتونس والجزائر والمغرب، وذلك باستخدام بيانات سلاسل زمنية مقطعية Panel Data تغطي الفترة (1980-2021). وعلى هذا الأساس، تبرز أهمية الدراسة في تقييمها للدور الذي تقوم به العولمة الاقتصادية بجانبها التجاري والمالي في التأثير على النمو الاقتصادي في دول شمال إفريقيا، ومعرفة الأهمية النسبية للعولمة الاقتصادية كمحدد رئيس للنمو الاقتصادي في منطقة شمال إفريقيا، الأمر الذي يساعد على تحقيق معدلات النمو الاقتصادي المرجوة.

تحليل تطور العولمة الاقتصادية في دول شمال إفريقيا خلال فترة الدراسة

يوضح الشكل (1) تطور العولمة الاقتصادية بشقيها التجاري والمالي، سواء أكانت de-facto أو de-jure، وذلك في شكل متوسطات سنوية لكل عقد، ابتداء من عام 1980 حتى عام 2020، حيث يتضح من الشكل أن مستويات العولمة الاقتصادية - وفقاً لمؤشر KOF - متقاربة في كل بلدان الدراسة، عدا الجزائر التي أظهرت تراجعاً نسبياً مقارنة ببقية دول الدراسة في كل العقود. كما يظهر الشكل تطوراً ملحوظاً قد حدث في مستوى العولمة الاقتصادية خلال العقود الثلاثة الأولى في كل بلدان الدراسة، وفي العقد الأخير استمر هذا التحسن في مستوى العولمة الاقتصادية في المغرب، وحدث استقرار في تونس، إلا أن تراجعاً قد لحق بالعولمة الاقتصادية في كل من مصر والجزائر.

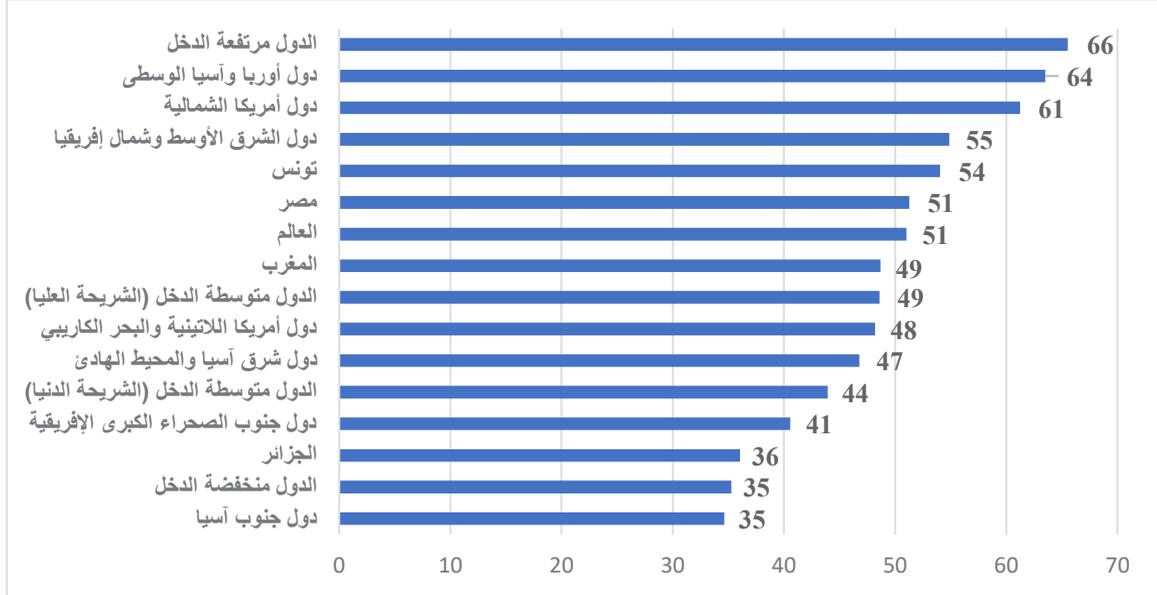


المصدر: (Gygli et al., 2019). ملحوظة: الحد الأدنى لهذا المؤشر صفر والأقصى مائة. ويدخل في حساب هذا المؤشر كل من: العولمة التجارية والعولمة المالية، كما يضم مقاييس de-facto، ومقاييس de-jure.

شكل (1): تطور العولمة الاقتصادية في بلدان شمال إفريقيا خلال الفترة (1980 – 2020)

تلك التطورات انعكست في مؤشر KOF للعولمة في صورته الترتيبية لعام 2020، حيث جاء المغرب في مرتبة متقدمة مقارنة ببقية دول الدراسة فيما يتعلق بالمؤشر الكلي للعولمة الاقتصادية، إذ احتل المركز 93 من بين دول العالم، تليه في الترتيب تونس التي جاءت في المركز 106، ثم بعد ذلك مصر والجزائر، اللتان احتلتا المركزين 145، 175 على التوالي (Gygli et al., 2019).

وبمقارنة متوسط قيمة مؤشر العملة الاقتصادية لكل دول الدراسة بالمجموعات الدولية والعالم خلال الفترة (1980 – 2020) يتضح مدى التقارب بين تونس ومصر والمغرب، إذ سجل كل منهم 54، 51، 49 في المتوسط على الترتيب، ومن جهة أخرى يظهر مدى تقارب تلك الدول الثلاث مع متوسط العالم الذي سجل 51 في المتوسط. وفي حين أن مستويات العملة الاقتصادية في تلك الدول تنخفض قليلاً عن متوسط دول الشرق الأوسط وشمال إفريقيا الذي سجل 55، فإنها ترتفع قليلاً عن الدول متوسطة الدخل التي سجلت 49، 44 للشريحتين العليا والدنيا على التوالي. أما الجزائر فجاءت في ذيل القائمة بمتوسط يعادل 36 عن الفترة ذاتها، حيث لا يتأخر عنها في العملة الاقتصادية سوى الدول منخفضة الدخل ودول جنوب آسيا. وهذا ما يتضح جلياً من الشكل (2).



المصدر: Gygli et al. (2019).

شكل (2): متوسط العملة الاقتصادية في دول الدراسة والمجموعات الدولية خلال الفترة (1980-2020)

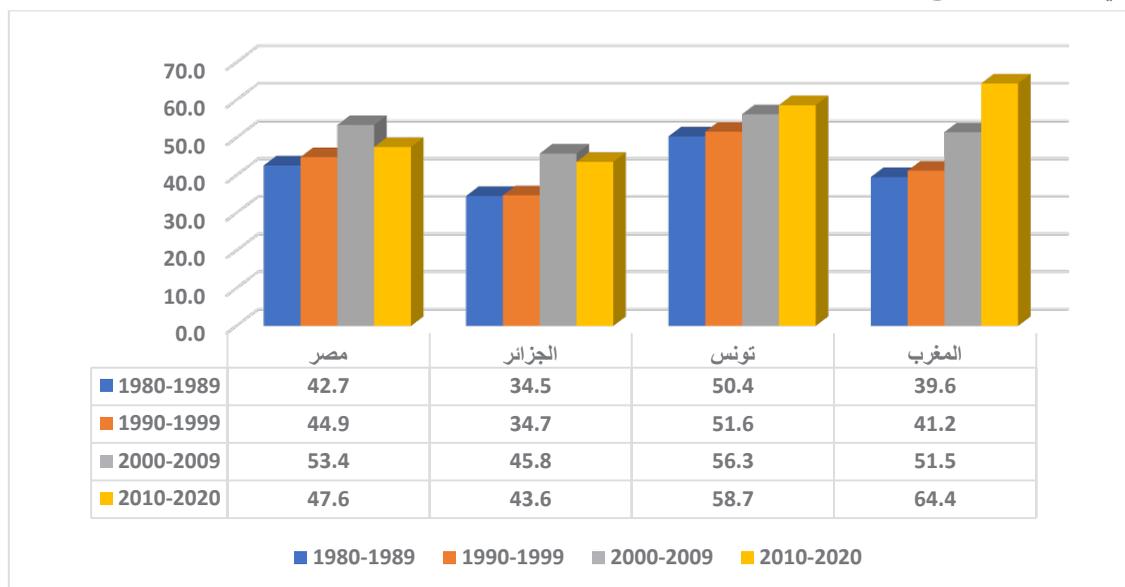
وبتفكيك العملة الاقتصادية، يتضح أن هناك مكونين أساسيين، وهما: العملة التجارية، والعملة المالية. ويمكن استعراض تطورهما زمنياً خلال فترة الدراسة باستخدام مؤشرات مختلفة على النحو التالي:

تحليل تطور العملة التجارية في دول شمال إفريقيا خلال فترة الدراسة

يظهر الشكل (3) تطور العملة التجارية متضمنة كل من de-jure و de-facto من عام 1980 حتى 2020، وذلك وفقاً لمؤشرات KOF. ويتضح من الشكل أن هناك تقارباً بين مستويات العملة التجارية في الدول الأربع محل الدراسة في كل عقد. كما يتضح من الشكل ذاته أن هناك تحسناً في مستوى العملة التجارية خلال فترة الدراسة خاصة في دولة المغرب، عدا العقد الأخير الذي شهد تراجعاً لكل من مصر والجزائر. كما يظهر أن أكثر عقد سجل ارتفاعاً هو العقد الأول من الألفية الجديدة. وبأخذ متوسط للفترة كلياً يتضح أن مستويات العملة التجارية على النحو التالي: 54، 50، 47، 40 في المتوسط سنوياً لكل من تونس والمغرب ومصر والجزائر على الترتيب. وباستثناء الجزائر، فإن تلك المستويات تقترب من متوسط العالم الذي سجل 50 في المتوسط سنوياً عن تلك الفترة، وتزيد عن متوسط الشريحة الدنيا من البلدان متوسطة الدخل – تلك الشريحة التي تنتهي لها البلدان الأربعة - الذي سجل 43 في المتوسط سنوياً عن الفترة ذاتها (Gygli et al., 2019).

الشكل (4) يوضح تطور الانفتاح التجاري مقيساً بمجموع الصادرات والواردات المنظورة وغير المنظورة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي للبلدان الأربعة محل الدراسة ابتداء من عام 1980 حتى عام 2021، حيث يتضح أن الانفتاح التجاري يتقلب صعوداً وهبوطاً في الدول الأربع حول خط اتجاه عام صاعد، باستثناء مصر، إذ كان خط الاتجاه العام هابطاً، ما يعكس تراجع اندماج الاقتصاد المصري مع الاقتصادات العالمية. كما يتبين من الشكل ذاته أن أعلى نسبة وصل إليها مؤشر الانفتاح هذا في كل من مصر والجزائر وتونس والمغرب هي: 74.5%، 76.7%، 114.3%، 85.7% على الترتيب،

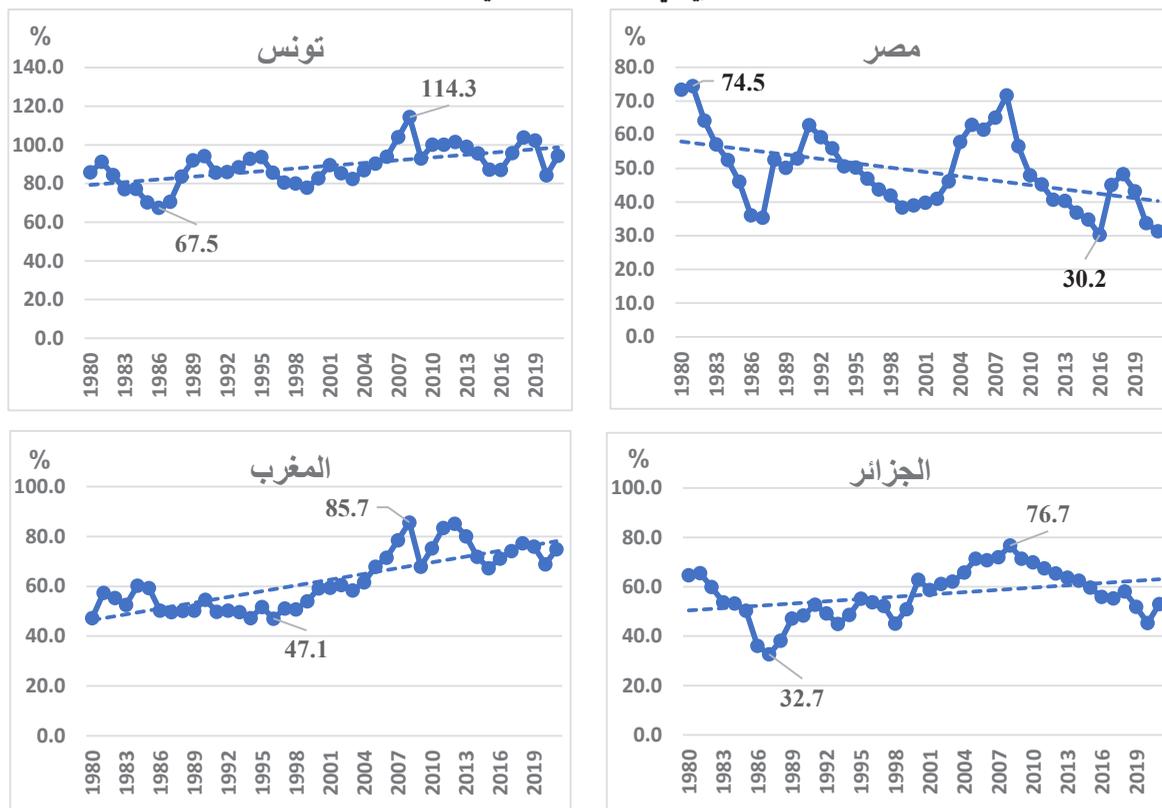
في حين أن أقل نسبة هي: 30.2%، 32.7%، 67.5%، 47.1% على الترتيب. هذا، ويبرز الشكل نفسه أن مصر أظهرت تقلبات حادة في مستوى الانفتاح التجاري مقارنة ببقية الدول خلال فترة الدراسة.



المصدر: (Gygli et al. (2019).

ملحوظة: الحد الأدنى لهذا المؤشر صفر والأقصى مائة. وهو يتكون من شقين: أولاً، de-facto، الذي يشمل الصادرات والواردات من السلع والخدمات وتنوع الشركاء التجاريين Trade Partner Diversification. ثانياً، de-jure، الذي يشمل الحواجز التجارية التعريفية وغير التعريفية.

شكل (3): تطور العولمة التجارية في بلدان شمال إفريقيا خلال الفترة (2020-1980)



المصدر: (World Bank (2023).

ملحوظة: الانفتاح التجاري مقيس بمجموع الصادرات والواردات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي.

شكل (4): تطور الانفتاح التجاري في بلدان شمال إفريقيا خلال الفترة (2021-1980)

وبأخذ متوسط لفترة الدراسة كاملة، يتضح أن تونس سجلت أعلى مستوى للانفتاح التجاري بحوالي 89% في المتوسط سنويًا، ثم يليها المغرب بمتوسط سنوي يعادل 62.3%، ثم الجزائر ومصر بحوالي 56.7%، 49.2% في المتوسط سنويًا على التوالي. تلك المعدلات تزيد عن نظيرها على مستوى العالم الذي سجل 47.8% تقريبًا، وعمّا يخص الشريحة الدنيا من البلدان متوسطة الدخل التي سجلت حوالي 45.4% (World Bank, 2023).

هذا، ويتضح من الشكل (4) أنه بحلول الأزمة المالية العالمية عام 2008 أخذ الانفتاح التجاري في التراجع للدول الأربع، وبخاصة مصر والجزائر، إذ إن الانفتاح التجاري كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي انخفض من 71.7%، 76.7%، 114.3%، 85.7% في عام 2008 ليسجل 31.4%، 53%، 94.4%، 75% عام 2021 في كل من مصر والجزائر وتونس والمغرب على الترتيب.

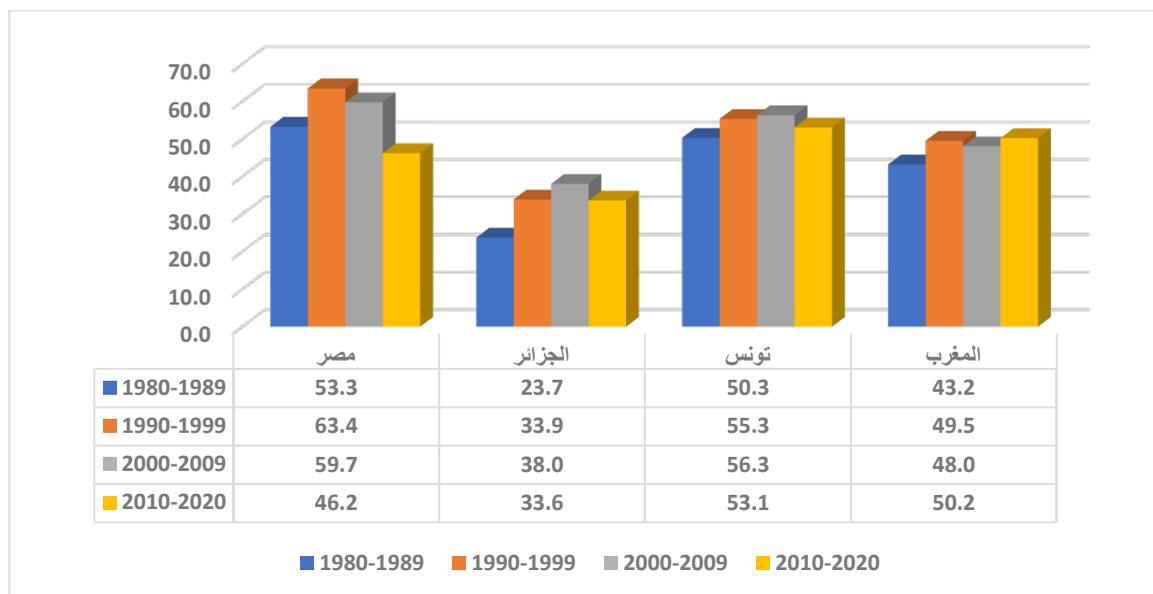
بتسليط مزيد من الضوء على الاقتصاد المصري يتضح عدم استجابة الانفتاح التجاري للسياسات والإجراءات التي اتبعتها الدولة لتحرير التجارة، فرغم الاستعداد الذي أظهرته مصر في الاندماج مع الاقتصادات الخارجية إلا أن تلك المساعي لم تؤت ثمارها، إذ إنها قوبلت فعليًا بتراجع في مستويات الاندماج مع العالم الخارجي اقتصاديًا، حيث تشير مؤشرات KOF للعملة أن تقدمًا ملموسًا قد حدث في مقياس *de-jure* للانفتاح التجاري خلال فترة الدراسة بالشكل الذي معه سجل المقياس 45 في عام 2020 بعد أن كان 26 عام 1980 بزيادة تتجاوز 73% (Gygli et al., 2019)، ما يعكس الجهود التي بذلتها الدولة خلال تلك الفترة للتخفيف من الحواجز التعريفية وغير التعريفية، وإزالة المعوقات أمام التجارة الخارجية، ومع ذلك فإن تلك الجهود لم تكن فاعلة، بل على العكس انخفضت المستويات الفعلية للانفتاح التجاري في مصر على النحو الذي يظهره الشكل (4).

الاتجاهات الزمنية للانفتاح الاقتصادي في مصر المبينة في الشكل (4) تشكلت بفعل كل من الصادرات والواردات على حد سواء، لا بإحدهما دون الأخرى، فوفقًا لمؤشرات التنمية العالمية (WDI) الصادرة عن (World Bank, 2023)، يتضح التالي: (1) أن نسبيتي الصادرات/GDP، والواردات/GDP تتخذان مسارًا زمنيًا مطابقًا إلى حد كبير للمؤشر الكلي للانفتاح التجاري الموضح في الشكل (4)، غير أن معدل الواردات كان يفوق معدل الصادرات في جميع سنوات الدراسة، وهو ما يعكس عجزًا مستمرًا في الحساب الجاري خلال فترة الدراسة. (2) مدى تقارب معدل النمو السنوي في كل من الصادرات والواردات عبر الزمن، وأنها يتخذان سلوكًا مشابهًا لما يظهره المؤشر الكلي للانفتاح التجاري أيضًا، ففترات تراجع مجموع الصادرات والواردات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، تراجع فيها معدل النمو السنوي في كل من الصادرات والواردات أيضًا، والعكس صحيح. (3) أنه في الوقت الذي تزداد فيه درجة اندماج الاقتصاد المصري مع العالم الخارجي كان معدل النمو السنوي في مجموع الصادرات والواردات المنظورة وغير المنظورة يفوق معدل النمو السنوي في الناتج المحلي الإجمالي، والعكس في حالة تراجع درجة الاندماج.

تحليل تطور العملة المالية في دول شمال إفريقيا خلال فترة الدراسة

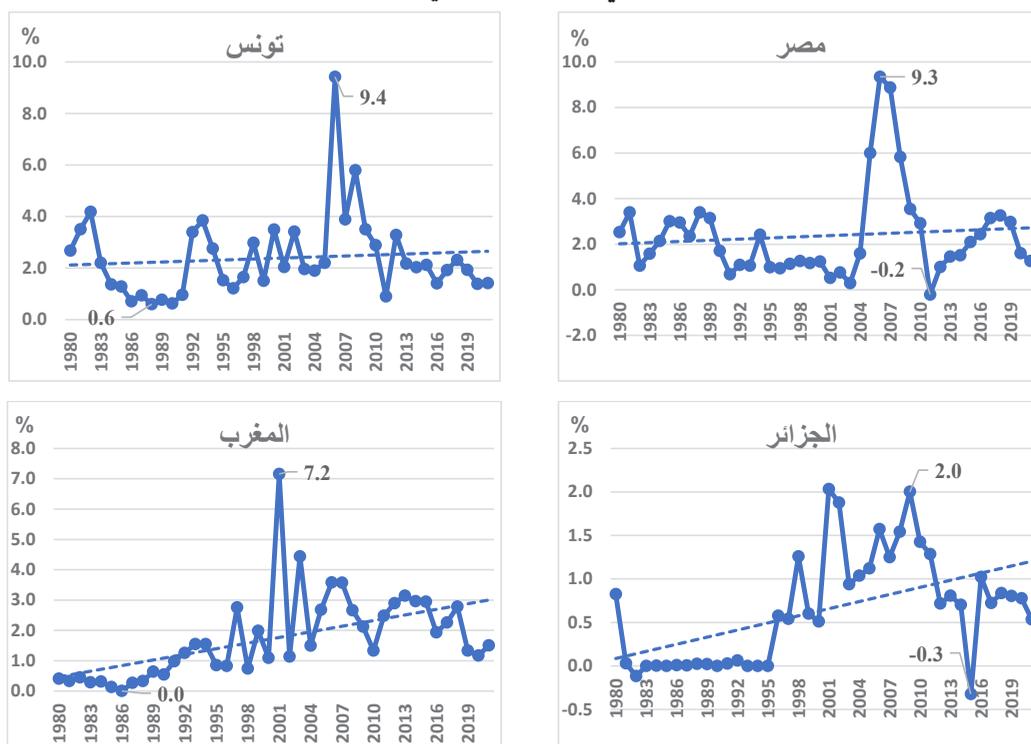
يظهر الشكل (5) تطور العملة المالية متضمنة كل من *de-jure* و *de-facto* ابتداء من عام 1980 حتى 2020، وذلك وفقًا لمؤشرات KOF. ويتضح من الشكل أن مصر سبقت كل دول الدراسة في مستويات العملة المالية لديها في كل العقود عدا العقد الأخير، ثم جاءت بعد ذلك تونس، ثم المغرب، وأخيرًا احتلت الجزائر مرتبة متأخرة مقارنة ببقية دول الدراسة في كل العقود. كما يتضح من الشكل ذاته أن هناك تحسنًا في مستوى العملة المالية خلال فترة الدراسة، عدا مصر التي شهدت تراجعًا في مستويات العملة خلال فترة الدراسة. وبأخذ متوسط لكل الفترة يتضح أن مستويات العملة المالية على النحو التالي: 55، 54، 48، 32 في المتوسط سنويًا لكل من مصر وتونس والمغرب والجزائر على الترتيب. وباستثناء الجزائر، فإن تلك المستويات تقترب من متوسط العالم الذي سجل 52 في المتوسط سنويًا عن تلك الفترة، وتزيد عن متوسط الشريحة الدنيا من البلدان متوسطة الدخل الذي سجل 45 في المتوسط سنويًا عن الفترة ذاتها (Gygli et al., 2019).

يوضح الشكل (6) التطورات التي حدثت في صافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي السنوي للدول الأربع محل الدراسة ابتداء من عام 1980 حتى عام 2021، حيث يظهر من الشكل أنه يتقلب حول خط اتجاه عام صاعد في كل دولة، بيد أن هذا الاتجاه الصاعد كان أكثر حدة في الجزائر. كما يتبين من الشكل ذاته أن أعلى معدل وصل إليه مؤشر الاستثمار الأجنبي المباشر هذا في كل من مصر والجزائر وتونس والمغرب هو: 9.3%، 2%، 9.4%، 7.2% على الترتيب، في حين أن أقل معدل هو: -0.2%، -0.3%، 0.6%، 0.003% على الترتيب.



المصدر: Gygli et al. (2019). ملحوظة: الحد الأدنى لهذا المؤشر صفر والأقصى مائة. وهو يتكون من شقين: أولاً، de-facto، الذي يشمل الاستثمار الأجنبي المباشر واستثمارات الحافظة والديون الدولية والاحتياطيات الدولية ومدفوعات الدخل الدولية International income payments. ثانياً، de-jure، الذي يشمل التنظيمات التي تسمح بحركة رؤوس الأموال عبر الدول.

شكل (5): تطور العولمة المالية في بلدان شمال إفريقيا خلال الفترة (2020-1980)



المصدر: World Bank (2023).

شكل (6): تطور صافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة كنسبة من GDP في بلدان شمال إفريقيا خلال الفترة (2021-1980)

وبأخذ متوسط لفترة الدراسة بأكملها، يتضح أن مصر، وتونس سجلتا أعلى مستوى للاستثمار الأجنبي المباشر كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بحوالي 2.4% في المتوسط سنويًا لكل منهما، ثم يليهما المغرب بمتوسط سنوي يعادل

1.7%، وأخيرًا، الجزائر بحوالي 0.6% في المتوسط سنويًا. وبخلاف الجزائر، فإن تلك النسب تقترب من نظيرتها على مستوى العالم الذي سجل 2% تقريبًا، وتزيد عما يخص الشريحة الدنيا من البلدان متوسطة الدخل التي سجلت حوالي 1.3%، وذلك وفقًا لمؤشرات التنمية العالمية (WDI) الصادرة عن (World Bank (2023).

الشكل (6) يوضح أن الاستثمار الأجنبي المباشر في دول الدراسة لم يتسم بالتراكمية، حيث يظهر الشكل تقلبات شديدة تعرضت لها تلك الاستثمارات، فتارة تتخذ اتجاهًا صاعدًا، واتجاهًا هابطًا تارة أخرى. كما يوضح أن الأزمة المالية العالمية ألقت بظلالها على الاستثمارات الأجنبية المتدفقة لمنطقة شمال إفريقيا، إذ إن صافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي انخفض من 5.8%، 1.5%، 5.8%، 2.7% في عام 2008 ليسجل 1.3%، 0.5%، 1.4%، 1.5% عام 2021 في كل من مصر والجزائر وتونس والمغرب على الترتيب.

بتسليط مزيد من الضوء على الاقتصاد المصري تتكشف عدة خصائص لتلك الاستثمارات الأجنبية، يمكن عرضها على النحو التالي:

- اعتمد جذب الاستثمارات الأجنبية المباشرة بشكل كبير على الإصلاحات الاقتصادية التي تم اتباعها في مصر خلال فترة الدراسة. ظهر ذلك واضحًا في استجابة (ث ج م) لتطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي عام 1991، إذ ارتفع ليسجل 2.4% كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي لعام 1994 بعد أن كان 0.7% في عام 1991. يضاف إلى ذلك، أن المضي قدمًا بوتيرة أسرع في عملية الخصخصة - التي شهدت خصخصة حوالي 77 شركة فيما بين عامي 2004، 2006 بمتوسط 25 شركة كل عام (بدر الدين، 2014) - أدى إلى ارتفاع ملحوظ في (ث ج م) من 0.3% من الناتج المحلي الإجمالي المصري لعام 2003 إلى 9.3% عام 2006، محققًا بذلك أعلى معدل له خلال فترة الدراسة كاملة في مصر، وزيادة تعادل حوالي 30 مرة خلال ثلاث سنوات فقط، أخذًا في الاعتبار أن حصيلة بيع الشركات العامة للأجانب تعامل كاستثمار أجنبي مباشر (العيسوي، 2007). والحال نفسه ينسحب على برنامج الإصلاح الاقتصادي الذي أبرمته الدولة مع صندوق النقد الدولي عام 2016 الذي صاحبه زيادة طفيفة في صافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة لمصر من 2.1% من الناتج المحلي الإجمالي لعام 2015 إلى 3.3% عام 2018.

- يتأثر بشكل طردي بالنمو الاقتصادي، حيث أوضح العيسوي (2007) أن تدفق تلك الاستثمارات مرهون بمعدلات النمو الاقتصادي التي تحققها الاقتصادات المضيفة من مواردها المحلية. ويمكن التماس تلك العلاقة من خلال مقارنة المسار الزمني لمعدل النمو الاقتصادي المصري مقيسًا بمعدل نمو (ن م ج) السنوي كما توضحه مؤشرات التنمية العالمية الصادرة عن (World Bank (2023) بمعدل الاستثمار الأجنبي المباشر المتدفق لمصر مقيسًا بصافي تدفقات (ث ج م) الوافدة كنسبة من (ن م ج) الموضح في الشكل (6)، إذ يتضح أن ما بين عامي 1980، 1991 انخفض كل منهما من 10%، 2.5% إلى 1.1%، 0.7% على التوالي، وذلك قبل أن يرتفعا ليسجلا 3.9%، 2.4% في عام 1994 على التوالي. وما بين عامي 2003، 2006 ارتفع كل منهما من 3.2%، 0.3% ليسجلا 6.8%، 9.3% على التوالي، وذلك قبل أن ينخفضا ليسجلا 1.8%، 0.2% عام 2011 على التوالي. بعدها، اتخذ كل منهما اتجاهًا صاعدًا ليسجلا 5.6%، 3% في عام 2019 على التوالي، ومنذ ذلك الحين وهما في اتجاه هابط حتى نهاية فترة الدراسة.

- يرتبط الاستثمار الأجنبي المباشر بشكل كبير بالتغيرات في سعر الصرف الأجنبي، فتحرير سعر الصرف في مصر وما نجم عنه من انخفاض في القيمة الخارجية للعملة الوطنية صاحبه تراجع في النصيب النسبي للاستثمار الأجنبي المباشر من الناتج المحلي الإجمالي. ظهر ذلك جليًا في ثلاث مناسبات مختلفة خلال فترة الدراسة. وأولها، التعويم الذي حدث في نهاية الثمانينيات وبداية التسعينيات. ثانياً، التعويم الذي حدث في بداية الألفية الجديدة. وأخرها، تحرير سعر الصرف الأجنبي كاستجابة لمتطلبات برنامج الإصلاح الاقتصادي الذي تبنته الدولة مع صندوق النقد الدولي في نوفمبر 2016.

- تأثر بالاستقرار السياسي، فمع اندلاع ثورة الخامس والعشرين من يناير عام 2011 في مصر انخفض صافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة لمصر يسجل رقمًا سالبًا للمرة الأولى بحوالي -0.2% من الناتج المحلي الإجمالي المصري لعام 2011، وذلك بعد أن كان 2.9% عام 2010.

- لم يستجيب للإصلاحات التشريعية التي تم اتباعها لجذب الاستثمارات الأجنبية والعربية في مصر، فرغم صدور

قانون الانفتاح رقم 43 لسنة 1974 بشأن استثمار المال العربي والأجنبي والمناطق الحرة والمعدل بالقانون رقم 32 لسنة 1977، وصدور قانون الاستثمار رقم 230 لسنة 1989 فإن (ث ج م) كنسبة من (ن م ج) أخذ يسلك اتجاهًا هابطًا ليسجل 0.3% عام 2003 بعد أن كان 2.5% في بداية فترة الدراسة. والحال نفسه فيما يتعلق بقانون ضمانات وحوافز الاستثمار رقم 8 لسنة 1997 والتعديلات التي أدخلت عليه لاحقًا، بما في ذلك تعديلات 2015، حيث كلها لم تكن كافية لتنشيط وتحفيز الاستثمارات الأجنبية المباشرة.

المنهجية والنموذج القياسي

تعتمد الدراسة على نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة، وبافتراض نموذج (ARDL (p,q,q,...,q)، حيث (p) تعبر عن فترات الإبطاء الخاصة بالمتغير التابع، (q) تعبر عن فترات الإبطاء الخاصة بالمتغيرات التفسيرية، فإنه يمكن صياغة النموذج على النحو التالي:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \omega_i + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (1)$$

حيث: (λ_{ij}) هي عبارة عن معاملات الحدود المبطة للمتغير التابع، (X_{ij}) هي متجه المتغيرات التفسيرية، (δ'_{ij}) هي متجه المعاملات، (ω_i) تعكس الأثر الثابت، (i) تعكس عدد المقاطع العرضية، أي إن: $(i = 1, 2, \dots, N)$ ، حيث (N) تمثل عدد الدول المدرجة في الدراسة، (t) تعكس عدد الفترات الزمنية، أي إن: $(t = 1, 2, \dots, T)$ ، حيث (T) تمثل عدد السنوات التي تغطيها الدراسة، (ε_{it}) حد الخطأ العشوائي.

من العلاقة السابقة يمكن اشتقاق نموذج تصحيح الخطأ (ECM) على النحو التالي:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{i,t-1} + \beta'_i X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \omega_i + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (2)$$

حيث: (Δ) تعبر عن الفارق الأول، $(\lambda^*_{ij}, \delta^*_{ij})$ هي معاملات الأجل القصير، (φ_i) ترمز إلى معامل حد تصحيح الخطأ، وهو يعكس سرعة تعديل المتغير التابع تجاه التوازن طويل الأجل، ويجب أن يحمل إشارة سالبة كي يكون هناك علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، كما أن:

$$\varphi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}), \quad \beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}, \quad \lambda^*_{ij} = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}, \quad j = 1, 2, \dots, p-1,$$

$$\delta^*_{ij} = - \sum_{m=j+1}^q \delta_{im}, \quad j = 1, 2, \dots, q-1.$$

وبإعادة ترتيب العلاقة (2) يتم الحصول على العلاقة التالية:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i [y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it}] + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \omega_i + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (3)$$

حيث: (θ'_i) هي متجه معاملات الأجل الطويل، وتحديدًا يمكن التعبير عنها بالصورة التالية:

$$\theta_i = - \frac{\beta_i}{\varphi_i} = \frac{\sum_{j=0}^q \delta_{ij}}{1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}}$$

هذا، ويمكن وضع النموذج الأخير بدلالة متغيرات الدراسة في صورتها اللوغارتمية على النحو التالي:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnEG}_{it} = & \varphi_i [\text{LnEG}_{i,t-1} - \theta'_i (\text{LnTG}_{it} + \text{LnFG}_{it} + \text{LnINF}_{it} + \text{MS}_{it} + \text{LnPG}_{it})] \\ & + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta \text{LnEG}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \delta_{1,ij}^* \Delta \text{LnTG}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_2-1} \delta_{2,ij}^* \Delta \text{LnFG}_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_3-1} \delta_{3,ij}^* \Delta \text{LnINF}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_4-1} \delta_{4,ij}^* \Delta \text{LnMS}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_5-1} \delta_{5,ij}^* \Delta \text{LnPG}_{i,t-j} \\ & + \omega_i + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (4) \end{aligned}$$

حيث: (EG) يرمز إلى النمو الاقتصادي مقيسًا بمعدل النمو السنوي في متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، (TG) يشير إلى العملة التجارية مقيسة بمجموع الصادرات والواردات المنظورة وغير المنظورة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، (FG) يعبر عن العملة المالية مقيسة بصافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، (INF) هو معدل التضخم السنوي مقيسًا بمعدل التغير السنوي في مكتمش الناتج المحلي الإجمالي، (MS) يعبر عن العرض النقدي بالمفهوم الواسع (M2) كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، (PG) هو معدل النمو السكاني السنوي، (Ln) يشير إلى اللوغاريتم الطبيعي. وبناء على الأدبيات النظرية وعديد من الدراسات السابقة المطبقة على الدول النامية يتوقع أن تمارس جميع المتغيرات التفسيرية المدرجة بالنموذج تأثيرًا إيجابيًا على النمو الاقتصادي في بلدان شمال إفريقيا باستثناء معدل التضخم الذي يتوقع له تأثير سلبي.

ويمكن تقدير العلاقة رقم (4) وفقًا للخطوات التالية:

أولًا، إجراء اختبار الارتباط بين المقاطع العرضية Cross-sectional Dependence (CSD) Test وذلك للكشف عن وجود ارتباط بين الدول محل الدراسة وبعضها بعضًا نظرًا للتقارب الاقتصادي والجغرافي والثقافي بينهم. وترجع أهمية الكشف عن مدى وجود ارتباط بين المقاطع العرضية إلى أنه يساعد في تحديد الاختبار الملائم للكشف عن وجود جذر الوحدة كما يتضح في الخطوة التالية. وجدير بالذكر أن فرض عدم الارتباط بين المقاطع العرضية. وهناك عدة اختبارات صممت لهذا الغرض. وفي تلك الدراسة يتم الاعتماد على ثلاثة من أوسع تلك الاختبارات انتشارًا وهي: اختبار Breusch-Pagan LM الذي قدمه (Breusch and Pagan (1980)، واختبار Pesaran Scaled LM، واختبار Pesaran CD اللذين قدمهما (Pesaran (2004). ويمكن توضيح إحصائيات الاختبارات الثلاثة على الترتيب على النحو التالي:

$$CD_{LM} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \dots \dots \dots (5)$$

$$CD_{Scaled\ LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \dots \dots \dots (6)$$

$$CD_{Pesaran} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \dots \dots \dots (7)$$

حيث: $(\hat{\rho}_{ij})$ تمثل معاملات الارتباط بين البوابي، وتحديدًا يمكن التعبير عنها في الصورة التالية:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}}$$

ثانيًا، إجراء اختبار جذر الوحدة لبيانات السلاسل الزمنية المقطعية Panel Unit Root Test وذلك لفحص استقرار Stationarity متغيرات الدراسة وتحديد رتبة تكامل كل متغير، حيث يتم اختبار فرض عدم القائل بعدم وجود استقرار، ويتم ذلك من خلال عدة اختبارات معدة خصيصًا للتعامل مع بيانات السلاسل الزمنية المقطعية. وتجدر الإشارة إلى أن نوعية الاختبارات المستخدمة في تلك الخطوة تعتمد على الخطوة السابقة، بمعنى أنه في حالة وجود ارتباط بين المقاطع العرضية فإن اختبارات الجيل الأول التقليدية لجذر الوحدة لا يمكن الاعتماد عليها إذ إنها تعطي نتائج متحيزة حينئذ.

وبدلاً منها، يمكن في مثل هذه الحالة الاعتماد على اختبارات جذر الوحدة من الجيل الثاني (Bhujabal et al., 2021). ومن أكثر اختبارات الجيل الثاني لجذر الوحدة انتشاراً اختبار Cross-sectional Augmented Dickey Fuller (CADF)، واختبار Cross-sectionally Augmented Im, Pesaran and Shin (CIPS)، اللذان قدمهما Pesaran (2007). فبالنسبة لإحصائيات (CADF) الخاصة بكل مقطع عرضي فيمكن الحصول عليها من خلال t-ratio الخاصة بالمعامل (b) المقدر باستخدام طريقة (OLS) للانحدار التالي:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + e_{it} \dots \dots \dots (8)$$

حيث:

$$\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{j=1}^N y_{jt}, \quad \Delta \bar{y}_t = N^{-1} \sum_{j=1}^N \Delta y_{jt}$$

أما إحصائية (CIPS) فيمكن اشتقاقها كمتوسط لإحصائيات (CADF)، وذلك على النحو التالي:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \dots \dots \dots (9)$$

ثالثاً، إجراء اختبار التكامل المشترك للتأكد من وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، ويتم الاعتماد في تلك الدراسة على اختبار Westerlund (2005) الذي يأخذ في اعتباره الارتباط بين المقاطع العرضية، ويتناسب مع البيانات المتجانسة Homogenous وغير المتجانسة Heterogeneity (Sebri et al., 2023)، كما أنه يمتاز بقابليته للتطبيق على مزيج من المتغيرات المتكاملة من الدرجة صفر I(0) والدرجة الأولى I(1) (Bhujabal et al., 2021). وقد اقترح Westerlund (2005) اختبارين يعتمدان على نسبة التباين Variance Ratio، لهما فرض العدم ذاته وهو عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، وذلك من خلال اختبار ما إذا كانت البواقي المقدره تحتوي على جذر الوحدة أم لا، وهو ما يمكن توضيحه من خلال نموذج الانحدار الذاتي التالي:

$$\hat{e}_{it} = \rho_i \hat{e}_{it-1} + u_{it} \dots \dots \dots (10)$$

حيث (\hat{e}_{it}) تعبر عن البواقي المقدره من الانحدار الأساسي. وعليه، يمكن صياغة فرض العدم الخاص بالاختبار على النحو التالي:

$$H_0: \rho_i = 1 \text{ for all } i$$

وفيما يتعلق بالفرض البديل، فقد تمت التفرقة بين إحصائيتين، الإحصائية الأولى تسمى Panel Statistic، والإحصائية الثانية تسمى Group Mean Statistic، ويمكن حسابهما من خلال الصيغتين التاليتين على التوالي:

$$VR_P = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{E}_{it}^2 \left(\sum_{i=1}^N \hat{R}_i \right)^{-1}, \quad VR_G = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{E}_{it}^2 \hat{R}_i^{-1} \dots \dots \dots (11)$$

حيث:

$$\hat{E}_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{e}_{ij}, \quad \hat{R}_i = \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it}^2$$

ويمكن صياغة الفرض البديل الخاص بالحالة الأولى بالشكل الذي يسمح بوجود تكامل مشترك لكل المقاطع العرضية، بعبارة أخرى، الذي يسمح بوجود تكامل مشترك لكل السلاسل الزمنية المقطعية، وذلك على النحو التالي:

$$H_1: |\rho_i| = \rho < 1 \text{ for all } i$$

أما الفرض البديل الخاص بالحالة الثانية فينص على أن هناك تكاملاً مشتركاً لبعض المقاطع العرضية، أي إن:

$$H_1: \begin{cases} |\rho_i| < 1 & \text{for } i = 1, \dots, N_1 \\ \rho_i = 1 & \text{for } i = N_1 + 1, \dots, N \end{cases}$$

رابعاً، يتم تقدير النموذج المعبر عنه بالعلاقة (4) باستخدام أحد الأساليب الثلاثة التالية: (1) وسط المجموعة Mean Group (MG) الذي قدمه Pesaran and Smith (1995)، وتقوم فكرته على أساس تقدير انحدار منفصل لكل مقطع عرضي ثم أخذ متوسط المعاملات، وذلك لمعاملات الأجلين الطويل والقصير. (2) الأثر الثابت الديناميكي Dynamic Fixed Effect (DFE) الذي اقترحه (1999) Weinhold، وهذا الأسلوب يقوم بدمج البيانات معاً لتقدير معاملات انحدارية للأجلين الطويل والقصير لا تختلف باختلاف المقاطع العرضية بما في ذلك معامل سرعة التعديل، لكنه يسمح باختلاف المعلمات التقاطعية. (3) وسط المجموعة المدمجة Pooled Mean Group (PMG) الذي اقترحه (1999) Pesaran et al. وهو يعد أسلوباً وسطاً يجمع بين خصائص الأسلوبين السابقين، إذ إنه يضع قيد التجانس Homogeneity على معاملات الأجل الطويل، حيث لا يسمح باختلافها بين المقاطع العرضية، مثله في ذلك مثل (DFE)، رغم أنه يسمح بعدم التجانس Heterogeneity في معاملات الأجل القصير، وحدود تصحيح الخطأ، والمعلمات التقاطعية، وتباينات الخطأ، مثله في ذلك مثل (MG). هذا، ويتم اختيار الأسلوب الأنسب باستخدام اختبار هوسمان الذي قدمه (1978) Hausman. حيث يتم اختبار فرض العدم الذي ينص على وجود تجانس في معاملات الأجل الطويل، وبالتالي، عدم رفض فرض العدم يعني أن (PMG) هو الأسلوب الأنسب.

خامساً، يتم إجراء فحص الحصانة Robustness Check للنتائج التي يتم التوصل إليها من خلال تقدير نموذجين إضافيين، وهما: طريقة المربعات الصغرى العادية المصححة كلياً Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)، وطريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Square (DOLS). كلتاها تتجنب مشكلة الارتباط بين حد الخطأ والمتغير التفسيري Endogeneity ومشكلة الارتباط الذاتي في السلاسل الزمنية المقطعية المتكاملة وغير المتجانسة Heterogeneous (Bhujabal et al., 2021).

النتائج والمناقشة

البيانات

جدول رقم (1)

مصفوفة معاملات الارتباط بين متغيرات الدراسة

المتغيرات	LnEG	LnTG	LnFG	LnINF	LnMS	LnPG
LnEG	1					
LnTG	0.118	1				
LnFG	***0.300	***0.388	1			
LnINF	-0.064	**0.152	*0.140	1		
LnMS	0.012	-0.123	***0.280	***0.214	1	
LnPG	-0.081	***0.544	***0.441	***0.315	*0.132	1

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews. ملحوظة: (*)، (**)، (***) تشير إلى مستوى معنوية 10%، 5%، 1% على الترتيب.

يتم الاعتماد في تلك الدراسة على بيانات سلاسل زمنية مقطعية Panel Data تغطي الفترة الزمنية (1980-2021) لأربع دول من شمال إفريقيا وهي: مصر وتونس والجزائر والمغرب. وقد تم الحصول على تلك البيانات من مؤشرات التنمية العالمية (WDI) الصادرة عن (World Bank (2023)، وتم تحويل كافة البيانات إلى الصيغة اللوغاريتمية.

هذا، ويتضح من مصفوفة معاملات الارتباط

جدول رقم (2)

نتائج اختبار الارتباط بين المقاطع العرضية

المتغير	Breus- ch-Pagan LM	Pesaran scaled LM	Pesaran CD
LnEG	***22.140	***4.660	***3.807
LnTG	***60.716	***15.795	***6.264
LnFG	***29.395	***6.754	***4.176
LnINF	**15.196	***2.655	***3.472
LnMS	***57.371	***14.829	***6.215
LnPG	***198.017	***55.431	***14.061

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews. ملحوظة: (*)، (**)، (***) تشير إلى مستوى معنوية 10%، 5%، 1% على الترتيب.

الواردة في الجدول (1) مدى قوة الارتباط بين متغيرات الدراسة في صورتها اللوغاريتمية، واتجاهه ومعنويته، حيث يظهر الجدول أن الارتباط لم يكن قوياً، إذ كان يتراوح لجميع المتغيرات بين الضعيف والمتوسط، فأعلى قيمة سجلها معامل الارتباط كانت -0.544 وذلك بين العملة التجارية والنمو السكاني، الأمر الذي يقلل من احتمالية معاناة نموذج الدراسة من مشكلة الارتباط المتعدد Multicollinearity، مما يزيد من دقة نتائج التقدير.

اختبار الارتباط بين المقاطع العرضية

يتوقف اختيار الأساليب الإحصائية المناسبة لتحليل متغيرات الدراسة على نتائج اختبار الارتباط بين المقاطع العرضية (CDS)، والجدول (2) يوضح

جدول رقم (3)
نتائج اختبارات الجيل الثاني لجذر الوحدة

المتغير في الفارق الأول First difference		المتغير في صورته الأصلية Level		الاختبار المتغير
Constant & Trend	Constant	Constant & Trend	Constant	
***4.40-	***4.40-	2.21-	2.22-	LnEG
***3.73-	***3.81-	2.57-	1.87-	LnTG
***4.05-	***4.04-	2.66-	**2.63-	LnFG
***4.82-	***4.76-	2.36-	**2.62-	LnINF
3.15-	*3.14-	2.04-	1.72-	LnMS
2.50-	2.19-	2.00-	1.65-	LnPG
***6.42-	***6.19-	***5.52-	***5.39-	LnEG
***6.18-	***6.12-	*2.75-	2.12-	LnTG
***6.42-	***6.10-	***3.60-	***3.26-	LnFG
***6.42-	***6.19-	***3.98-	***4.18-	LnINF
***5.80-	***5.77-	2.08-	1.55-	LnMS
***3.57-	***3.89-	2.04-	1.68-	LnPG

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج Stata. ملحوظة: (*), (**), (***) تشير إلى مستوى معنوية 10%، 5%، 1% على الترتيب.

جدول رقم (4)

نتائج اختبار Westerlund للتكامل المشترك

Demean & Trend	Demean	Trend	الإحصائية
*1.52-	0.89-	**1.83-	VR _p
**2.00-	**1.65-	**1.78-	VR _G

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج Stata. ملحوظة: (*), (**), (***) تشير إلى مستوى معنوية 10%، 5%، 1% على الترتيب.

الخطوة التالية هي التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة من خلال إجراء اختبار التكامل المشترك، حيث يتضح من الجدول (4) أن هناك علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة سواء أكان بالاعتماد على إحصائية (VR_p) أو إحصائية (VR_G) الخاصتين باختبار Westerlund للتكامل المشترك، فبالنسبة للإحصائية الأولى يتم رفض فرض العدم في مقابل الفرض البديل الذي ينص على وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة في كل المقاطع العرضية، أما بالنسبة للإحصائية الثانية فيتم رفض فرض العدم في مقابل الفرض البديل القائل بأن هناك تكاملاً مشتركاً لبعض المقاطع العرضية.

تقديرات الأجل الطويل والأجل القصير

جدول رقم (5)

نتائج اختبار هوسمان

الأسلوب (5) Prob Chi ²		
0.907	1.56	MG/PMG
1.000	0.01	DFE/PMG

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج Stata.

هناك ثلاثة أساليب لتقدير نموذج الدراسة، وهي: (PMG)، (MG)، (DFE). ولكي يتم اختيار الأسلوب الأنسب تم تقدير نموذج الدراسة بالأساليب الثلاثة تلك، ثم بعد ذلك تم إجراء اختبار هوسمان لاختيار أنسبها، والجدول (5) يوضح نتائج هذا الاختبار، حيث يتضح من إحصائية الاختبار عدم رفض فرض العدم في الحالتين: حالة مقارنة (PMG) مع أسلوب (MG) مرة، ومع أسلوب (DFE) مرة أخرى، وبالتالي، فإن أسلوب (PMG) هو الأنسب مقارنة بكل من (MG)، (DFE).

بناء على نتائج اختبار هوسمان، يتم الاكتفاء بعرض نتائج أسلوب وسط المجموعة المدمجة Pooled Mean Group (PMG) الذي يعتمد على مدخل الإمكان الأعظم (ML) في تقدير معاملات الأجل الطويل والأجل القصير، وذلك على النحو المبين في الجدول (6).

يتضح من نتائج الأجل الطويل المبينة في الجزء الأول من الجدول (6) أن العولمة التجارية لها تأثير معنوي وإيجابي على النمو الاقتصادي، حيث زيادة مجموع الصادرات والواردات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة معدل نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 0.19% تقريباً. تلك النتيجة تتفق مع

جدول رقم (6)
نتائج تقدير نموذج (PMG)
في الأجلين الطويل والقصير

الأجل	المتغير	قيمة المعلمة المقدر	الخطأ المعياري	.Prob
الأجل الطويل	LnTG	0.191***	0.067	0.004
	LnFG	0.112***	0.023	0.000
	LnINF	-0.199***	0.056	0.000
	LnMS	-0.238***	0.071	0.001
	LnPG	0.005	0.059	0.931
الأجل القصير	ECT	-1.004***	0.185	0.000
	Δ LnTG	0.347	0.331	0.295
	Δ LnFG	-0.020	0.014	0.145
	Δ LnINF	0.075	0.049	0.129
	Δ LnMS	-1.450*	0.851	0.088
	Δ LnPG	-0.300**	0.121	0.014
	C	1.498***	0.273	0.000

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج Stata. ملحوظة: (*), (**), (***) تشير إلى مستوى معنوية 10%، 5%، 1% على الترتيب.

أما عن نتائج الأجل القصير الموضحة في الجزء الثاني من الجدول (6) فلم تظهر تأثيراً معنوياً لكل من العملة التجارية والعملة المالية ومعدل التضخم على النمو الاقتصادي في الأجل القصير، في حين أن النتائج أظهرت تأثيراً معنوياً سلبياً لكل من العرض النقدي بمفهومه الواسع، ومعدل النمو السكاني على النمو الاقتصادي عند مستوى معنوية 10%، 5% على التوالي. عدم معنوية معظم معاملات الأجل القصير يدل على أن النمو الاقتصادي هو ظاهرة طويلة الأجل. وفيما يخص معامل حد تصحيح الخطأ (ECT)، فقد أظهرت النتائج أنه يحمل إشارة سالبة ومعنوي إحصائياً عند مستوى معنوية 1%، وهو ما يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، كما أن قيمته توضح أن أي انحراف عن توازن الأجل الطويل يتم تصحيحه في الأجل القصير بسرعة تعديل تساوي 100%.

فحص الحصانة

لأغراض التأكد من دقة نتائج الأجل الطويل التي سبق التوصل إليها باستخدام نموذج (PMG)، يتم إعادة تقدير نموذج الدراسة باستخدام طريقتي المربعات الصغرى العادية المصححة كلياً (FMOLS)، والمربعات الصغرى العادية الديناميكية (DOLS)، إذ يتضح من نتائج الطريقتين الموضحة بالجدول (7) أن العملة التجارية والعملة المالية كلاً منهما له تأثير معنوي وإيجابي على النمو الاقتصادي، وأن معدل التضخم والعرض النقدي كلاً منهما له تأثير معنوي وسلبى على النمو الاقتصادي، وأن معدل النمو السكاني ليس له تأثير معنوي على النمو الاقتصادي. تلك النتائج تتفق مع نتائج التقدير التي تم التوصل إليها باستخدام أسلوب (PMG)، الأمر الذي يزيد من درجة الاعتماد على النتائج التي تم التوصل إليها.

الخلاصة والتوصيات

الخلاصة

قامت تلك الدراسة ببحث تأثير كل من العملة التجارية مقيسة بمجموع الصادرات والواردات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، والعملة المالية ممثلة في صافي تدفقات الاستثمار

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews. ملحوظة: (*), (**), (***) تشير إلى مستوى معنوية 10%، 5%، 1% على الترتيب.

الأجنبي المباشر الوافدة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، على النمو الاقتصادي، وذلك بالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية مقطعية تغطي الفترة (1980 – 2021)، وتضم عددًا من بلدان شمال إفريقيا وهي: مصر وتونس والجزائر والمغرب. وقد طبقت الدراسة نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة (ARDL) باستخدام أسلوب وسط المجموعة المدمجة (PMG). أوضحت النتائج وجود ارتباط بين المقاطع العرضية لمتغيرات الدراسة، وأن بعضها مستقر في صورته الأصلية، وبعضها متكامل من الدرجة الأولى. كما بين اختبار التكامل المشترك أن هناك علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وأكد ذلك معامل حد تصحيح الخطأ (ECT) الذي ظهر بإشارة سالبة ومعنويًا إحصائيًا. هذا، وقد أظهرت نتائج تقدير معاملات الأجل الطويل أن العولمة التجارية والعولمة المالية لهما تأثير معنوي وإيجابي على النمو الاقتصادي - مقيسًا بمعدل النمو في متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي - في بلدان شمال إفريقيا، فبالنسبة للعولمة التجارية، اتضح أن زيادتها بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة النمو الاقتصادي بحوالي 0.19%. أما بالنسبة للعولمة المالية، فزيادتها بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة النمو الاقتصادي بحوالي 0.11%.

وفيما يتعلق بنتائج تقدير معاملات الأجل القصير، فقد بينت اختبارات المعنوية الإحصائية أن كلاً من العولمة التجارية والعولمة المالية لم تظهر تأثيرًا معنويًا على النمو الاقتصادي، وهذا يتفق مع كون النمو الاقتصادي ظاهرة طويلة الأجل في الأساس. كما قامت الدراسة بفحص الحصانة للنموذج من خلال تقدير نموذج الدراسة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية المصححة كليًا (FMOLS) وطريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية (DOLS)، وقد أظهرتا اتفاقًا مع نتائج التقدير التي تم التوصل إليها باستخدام أسلوب (PMG).

التوصيات

لتحقيق معدلات النمو المأمولة في دول شمال إفريقيا، توصي الدراسة بضرورة الانفتاح الاقتصادي على العالم الخارجي. وفي إطار ذلك، يجب التخفيف من الحواجز التعريفية وغير التعريفية، خاصة على الواردات من السلع الرأسمالية، فضلًا عن تشجيع الصادرات من السلع تامة الصنع، والسعي لإكسابها ميزات تنافسية في الأسواق الدولية. كما يجب العمل على زيادة التدفقات الوافدة من الاستثمارات الأجنبية المباشرة من خلال تحقيق الاستقرار الاقتصادي والسياسي والأمني، واستعادة الثقة بين المستثمر الأجنبي والحكومة، وتمهيد البنية التحتية، والإسراع في تطبيق برامج التحول الرقمي الحكومي، والحد من الفساد الإداري، والاهتمام برفع إنتاجية ومهارة العنصر البشري، على أن يراعى توجيه تلك الاستثمارات للأنشطة الاقتصادية الأكثر إنتاجية، وللقطاعات الرائدة والأكثر تشابكًا مع بقية القطاعات الاقتصادية الأخرى.

هذا، وتقترح الدراسة إجراء مزيد من البحوث حول العلاقة بين العولمة الاقتصادية بشقيها التجاري والمالي والنمو الاقتصادي باستخدام مؤشرات أخرى للعولمة التجارية والمالية، خاصة مقاييس de-jure التي تعكس السياسات والإجراءات والتشريعات المتعلقة بالانفتاح، أو المؤشرات المركبة التي تأخذ في اعتبارها مقاييس de-jure ومقاييس de-facto معًا، ولا سيما إذا تم تطبيقها على عينة أكبر من الدول النامية، والدول الإفريقية، ودول الشرق الأوسط وشمال إفريقيا. وأخيرًا، تقترح الدراسة استخدام نماذج غير خطية لاختبار العلاقات ذاتها، كنموذج PMG-NARDL.

المراجع

أولاً - مراجع باللغة العربية:

- بدر الدين، كريم. (2014). *الخصخصة: مفتاح حل الأزمة الاقتصادية في مصر*. نوفمبر 3، <https://blogs.worldbank.org/woes-economic-s-egypt-solving-key-privatization/arabvoices/ar/org.worldbank>
- العيسوي، إبراهيم. (2007). *الاقتصاد المصري في ثلاثين عامًا: تحليل التطورات الاقتصادية الكلية منذ عام 1974 وبيان تداعياتها الاجتماعية مع تصور لنموذج تنموي بديل*. القاهرة: المكتبة الأكاديمية.

ثانياً - مراجع باللغة الإنجليزية:

- Bhujabal, P.; Sethi, N. & Padhan, P. C. (2021). "ICT, foreign direct investment and environmental pollution in major Asia Pacific countries", *Environmental Science and Pollution Research*, 28 (31), 42649-42669.
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). "The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *The review of economic studies*, 47 (1), 239-253.
- Gözgör, G. & Can, M. (2017). "Causal linkages among the product diversification of exports, economic globalization and economic growth", *Review of Development Economics*, 21 (3), 888-908.
- Gräbner, C.; Heimberger, P.; Kapeller, J. & Springholz, F. (2021). "Understanding economic openness: A review of existing measures", *Review of World Economics*, 157, 87-120.
- Gygli, S.; Haelg, F. & Sturm, J. E. (2018). *The KOF globalisation index - revisited*, (KOF Working Paper No. 439). KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich. <https://doi.org/10.3929/ethz-b-000238666>.
- Gygli, S.; Haelg, F.; Potrafke, N. & Sturm, J. E. (2019). "The KOF globalisation index-revisited", *The Review of International Organizations*, 14, 543-574.
- Hassen, S.; Anis, O.; Taha, Z. & Yosra, S. (2013). "Trade openness and economic growth: The case of Tunisia", *International Journal of Advances in Management and Economics*, 2 (2), 24-32.
- Hausman, J. A. (1978). "Specification tests in econometrics", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- Heimberger, P. (2022). "Does economic globalisation promote economic growth? A meta-analysis. *The World Economy*, 45 (6), 1690-1712.
- Keho, Y. (2017). "The impact of trade openness on economic growth: The case of Cote d'Ivoire. *Cogent Economics & Finance*, 5 (1), 1332820.
- Kilic, C. (2015). "Effects of globalization on economic growth: Panel data analysis for developing Countries", *Petroleum-Gas University of Ploiesti Bulletin, Technical Series*, 67 (1).
- Kim, D. H.; Lin, S. C. & Suen, Y. B. (2012). "Dynamic effects of financial openness on economic growth and macroeconomic uncertainty", *Emerging Markets Finance and Trade*, 48 (1), 25-54.
- Kiran, B. & Gýris, B. (2011). "The impact of trade and financial openness on economic growth in Turkey: A survey on the 1992-2006 period", *Anadolu University Journal of Social Sciences*, 11 (2), 69-80.
- Manteli, A. (2015). *Does trade openness cause growth? An empirical investigation*, (Master's Thesis, Södertörns University, Sweden). Retrieved from <http://urn.kb.se/resolve?urn=urn:nbn:se:sh:diva-29258>.
- Olimpia, N. & Stela, D. (2017). "Impact of globalisation on economic growth in Romania: An empirical analysis of its economic, social and political dimensions", *Studia Universitatis "Vasile Goldis" Arad-Economics Series*, 27 (1), 29-40.

- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*, (IZA Discussion Paper No. 1240). Institute for the Study of Labor.
- Pesaran, M. H. (2007). "A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22 (2), 265-312.
- Pesaran, M. H. & Smith, R. (1995). "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 68 (1), 79-113.
- Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. P. (1999). "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels", *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), 621-634.
- Salvatore, D. (2013). *International Economics*. 11th ed. Wiley.
- Sebri, M.; Ahmed, O. I. & Dachraoui, H. (2023). "Public spending and the resource curse in WAEMU countries: An asymmetry analysis using the hidden cointegration and non-linear panel ARDL framework", *Resources Policy*, 82, 103591.
- Shittu, W. O.; Yusuf, H. A.; El Moctar El Houssein, A. & Hassan, S. (2020). "The impacts of foreign direct investment and globalisation on economic growth in West Africa: Examining the role of political governance", *Journal of Economic Studies*, 47 (7), 1733-1755.
- Suci, S. C.; Asmara, A. & Mulatsih, S. (2015). "The impact of globalization on economic growth in ASEAN", *BISNIS & BIROKRASI: Jurnal Ilmu Administrasi dan Organisasi*, 22 (2), 79-87.
- Todaro, M. P. & Smith, S. C. (2015). *Economic Development*. 12th ed. Pearson.
- Weinhold, D. (1999). *A dynamic fixed effects model for heterogeneous panel data*. London, London School of Economics. Mimeo.
- Westerlund, J. (2005). "New simple tests for panel cointegration", *Econometric Reviews*, 24 (3), 297-316.
- World Bank. (2023). *World Development Indicators*. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.
- Zahonogo, P. (2016). "Trade and economic growth in developing countries: Evidence from sub-Saharan Africa", *Journal of African Trade*, 3 (1-2), 41-56.

The Dynamic Impact of Trade and Financial Globalization on Economic Growth in the North African Countries: Evidence from PMG-ARDL Model

Dr. Motaz Mohammad Abd-Alkareem

Department of Economics

Faculty of Economic Studies and Political Science

Alexandria University, Egypt

motaz@alexu.edu.eg

ABSTRACT

This paper investigates the impact of trade and financial globalization on economic growth by employing Pooled Mean Group Autoregressive distributive lag (PMG-ARDL) model. The study uses the panel data of North African countries from 1980 to 2021.

The findings show statistically significant evidence in favor of the existence of a long-run cointegrating relationship between the variables. In addition, the results show a positive impact of trade and financial globalization on economic growth in the long-run such that a 1% increase in trade globalization leads to 0.19% increase in economic growth, and a 1% increase in financial globalization results in 0.11% increase in economic growth. In the short-run, coefficients are not significant.

As a further robustness check the Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS), and the Dynamic Ordinary Least Square (DOLS) are also used. The results are consistent with the PMG estimator. Last, these findings have some policy implications.

Keywords: *Trad Globalization, Financial Globalization, Economic Growth, North African Countries, PMG-ARDL.*