Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences, (31/12/2021);Vol. 17, No. 56, Part (4): 414-431
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.17.56.4.25

Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences
مجلة تكريت للعلوم الإدارية والاقتصادية
ISSN: 1813-1719 (Print)

The Role of Financial Market Performance in Encouraging Foreign Portfolio Investment in Developing Countries

Researcher: Saba Ehssan aldeen Al bazazz
College of Administration and Economics
University of Mosul
saba.bap96@student.uomosul.edu.iq

Prof. Dr. Mufeed D.Y. Almula-Dhanoon
College of Administration and Economics
University of Mosul
dr.mufeed@uomosul.edu.iq

Abstract:

In the globalized economic system characterized by liberalized international economic participation, economic development strategy requires by developing countries is to take advantage of the benefits of international trade and investment by following policies that allow foreign direct and indirect (portfolio) investment flows. The research aims to investigate the impact of financial market performance on foreign portfolio investment (FPI) in developing countries. For this purpose, the panel data for the period 1996-2017 was used, to estimate the panel data linear regression models, in order to examine the impact of the financial market indicators represented by the number of companies listed in the stock market, the value of traded shares as a percent of GDP, market capitalization as a percent of GDP, and turnover ratio, on Portfolio investment flows rate in four developing countries: Argentina, Brazil, Mexico and Indonesia. The results showed that there was a positive effect of market capitalization and turnover ratio indicators on portfolio investment, while the number of companies did not show a significant impact on portfolio investment flows.

Keywords: portfolio investment, listed companies, Stocks traded, market capitalization, turnover ratio.

دور أداء الأسواق المالية في تشجيع الاستثمار المحفظي الأجنبي في الدول النامية

الباحثة: صبا إحسان الدين البزاز
كلية الإدارة والاقتصاد
جامعة الموصل

أ.د. مفيد ذنون يونس الملا ذنون
كلية الإدارة والاقتصاد
جامعة الموصل

المستخلص:

في ظل نظام العولمة المتسم بحرية المشاركة الاقتصادية الدولية، تتطلب استراتيجية التنمية الاقتصادية أن تستفيد الدول النامية التي تسعى إلى تحقيق تنمية مستدامة من فوائد التجارة والاستثمار الدوليين من خلال اتباع السياسات التي تسمح بتدفقات الاستثمار الاجنبي المباشر وغير المباشر (المحفظي). يهدف البحث إلى التحقيق في تأثير أداء الاسوق المالية على تشجيع الاستثمار المحفظي الاجنبي (FPI) في الدول النامية. ولهذا الغرض، فقد تم استخدام البيانات الطولية للمدة

2017-1996، لغرض تقدير النماذج الخطية القياسية للبيانات الطولية (Panel Data) لفحص تأثير مؤشرات أداء الاسواق المالية المتمثلة بعدد الشركات المدرجة بسوق الأوراق المالية، وقيمة الأسهم المتداولة كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي، ورسملة السوق كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي، ومعدل دوران الأسهم، على نسبة تدفقات الاستثمار المحفظي الاجنبي في أربع دول نامية هي الأرجنتين، البرازيل، المكسيك، إندونيسيا. أظهرت النتائج أن هناك تأثيرًا إيجابيًا لمؤشرات رسملة السوق ومعدل الدوران على تدفقات الاستثمار المحفظي، في حين لم يظهر لعدد الشركات تأثيرا معنويا على تدفقات الاستثمار المحفظي.

الكلمات المفتاحية: الاستثمار المحفظي، الشركات المدرجة، قيمة الأسهم المتداولة، رسملة السوق، معدل الدوران.

١. المقدمة

تنبع الحاجة إلى التمويل الخارجي في الدول النامية من انخفاض مستوى المدخرات المحلية فيها، وعدم قدرتها على توليد عائدات تصدير كافية لتلبية الحاجة للعملة الاجنبية اللازمة لعملية التنمية، فضلا عن عدم كفاية المساعدة الإنمائية الرسمية للدول التي تحتاج إلى تمويل خارجي. وتعد الاستثمارات الاجنبية المباشرة وغير المباشرة (المحفظية)، من اهم مصادر التمويل المطلوب. من المرجح ألا يكون الاستثمار المباشر أو المحفظي متاحا للدول النامية بالقدر الكافي لتمويل التنمية الاقتصادية، وذلك بسبب ضعف مناخ الاستثمار والبنية التحتية المؤسسية (المالية على وجه الخصوص) فيها. من هنا تدرك حاجة الدول النامية إلى بنية تحتية مؤسسية تضمن تشجيع تدفق الأموال اللازمة لتمويل التنمية المستدامة فيها. وفي الوقت الذي يصعب توفير البنية التحتية المالية الملائمة لجذب الاستثمارات المحفظية في كثير من الدول النامية الفقيرة على وجه الخصوص، كون تلك البنية المالية تعد جزأً مهما من عملية التطور المؤسسي الشامل الذي تفتقر اليه تلك الدول. لكن يمكن للدول ذات الدخل المتوسط أن تستفيد بشكل كبير من تدفقات الاستثمار المباشر، وكذلك تدفقات الاستثمار الاجنبي المحفظي، فيما لو بذلت جهودا باتجاه تطوير بناها التحتية المالية. يتسم الاستثمار المحفظي بسيولته، ويعتمد توطنه بشكل اساسي على تقلبات السوق الذي يستثمر فيه. من هنا أصبح من المهم بشكل متزايد للدول النامية ضمان سلامة الاستثمار الاجنبي المحفظي، وحصول مستثمري المحافظ على عوائد جذابة. لذلك ومن أجل اجتذاب رأس المال الأجنبي الكافي اللازم للاستثمار، نعتقد ان تطوير الاسواق المالية يعد أحد المحفزات المهمة لتشجيع الاستثمار المحفظي الأجنبي. من ثم فإن هذا البحث يدرس تأثير تطور مؤشرات اسواق المالية على نسبة تدفقات الاستثمار المحفظي في الدول النامية.

السؤال البحثي الأساسي هو: هل تلعب الأسواق المالية في الدول النامية دورا في توفير البيئة المناسبة لجذب الاستثمارات الأجنبية المحفظية اليها؟

ينطلق البحث من فرضية مفادها ان جهود تطوير البنى المؤسسية وأداء الأسواق المالية في الدول النامية ينعكس بشكل إيجابي في نسبة تدفقات الاستثمار المحفظي اليها.

سيتم اختبار فرضية البحث باستخدام البيانات الطولية للمدة 2017-1996 لأربع دول نامية توفرت عنها البيانات المطلوبة للتحليل هي الأرجنتين، البرازيل، المكسيك، إندونيسيا، لغرض تقدير النماذج الخطية القياسية للبيانات الطولية.

٢. مراجعة الادبيات النظرية والتجريبية لعلاقة الأسواق المالية بالاستثمار المحفظي: تعد النظرية المالية الكلاسيكية الجديدة من أوائل التفسيرات المقدمة للاستثمار المحفظي الأجنبي. يكمن أساس

هذا التفسير في فروق أسعار الفائدة بين الدول. وفقًا لهذه المدرسة الفكرية، يتحرك الاستثمار استجابة للتغيرات في فروق أسعار الفائدة بين الدول والمناطق. وتتوقع النظرية الكلاسيكية الجديدة أن رأس المال يجب أن يتدفق من الدول الغنية إلى الدول الفقيرة. بافتراض أن الدول تنتج نفس السلع مع نفس العوائد الثابتة لتكنولوجيا الإنتاج على نطاق واسع باستخدام رأس المال والعمالة كعوامل إنتاج، وتعكس الفروق في الدخل الفردي الاختلافات في رأس المال للفرد. وبالتالي، إذا سمح لرأس المال بالتدفق بحرية، فإن الاستثمارات الجديدة ستتوطن في الاقتصادات الأكثر فقراً، وسيظل هذا صحيحًا حتى يتم مساواة العائد من الاستثمارات في جميع الدول. النموذج لم يتمكن من تفسير الحركة المتقاطعة لرؤوس الأموال بين الدول كذلك لم يقدم تفسيرا للحركة العكسية لرؤوس الأموال من الدول الفقيرة الى الدول الغنية، لذلك توجه أسهم نقد كثيرة اليه (Todaro & Smith, 2015: 138). وينطوي الاستثمار في المحافظ الأجنبية على شراء الأسهم في بلد أجنبي حيث لا يكون للمستثمر الأجنبي القدرة على السيطرة على الاستثمار. وعادة ما يتخذ الاستثمار المحفظي شكل شراء الأسهم أو الديون الحكومية في سوق الأوراق المالية الأجنبية، أو القروض المقدمة إلى شركة أجنبية. ويوفر الاستثمار المحفظي، من خلال الأسواق المالية للبلد المتلقي، رؤوس أموال ضخمة، وسيولة وعوائد أعلى مقارنة بما يوفره الاستثمار الأجنبي المباشر (Chidiebere & Nneka, 2019: 77). ومن جانب اخر تساعد الأسواق المالية جيدة الاداء على تسهيل خصخصة المشاريع الحكومية المتلكئة وتحويلها الى القطاع الخاص الذي يسهم الاستثمار الأجنبي غير المباشر من خلال الأسواق المالية بجزء مهم في هذا التحول (Anayochukwu, 2012: 12).

يرى المدافعون عن تحرير تدفق رأس المال بأن استثمار المحفظة الأجنبية يؤدي إلى زيادة السيولة وزيادة الكفاءة في الأسواق المحلية. وانه مع وجود المزيد من المستثمرين الأجانب، يمكن للشركات الناشئة وكذلك الشركات القائمة زيادة رأس مالها بشكل أسهل. فضلا عن ذلك فان دخول المستثمرين الأجانب يزيد من سيولة السوق المحلي، ويجعل قاعدة المستثمرين أوسع، مما يزيد من تقاسم المخاطر (Haider et al., 2017: 461).

فائدة أخرى هي أن المستثمرين الأجانب يطالبون بقواعد وأنظمة أفضل من الأسواق المحلية. تتعلق هذه القواعد في المقام الأول بجودة المعلومات وكميتها. ومن ثم، تصبح الأسواق المالية أكثر شفافية من خلال مشاركة الأجانب، مما يؤدي إلى تخصيص أفضل للموارد، يجذب الاستثمارات المحفظية الاجنبية (Anayochukwu, 2012: 12).

بناءً على نظريات تجزئة السوق، هناك عاملان رئيسيان يمكن أن يفسرا الزيادة في أسعار الأسهم عندما يكون هناك زيادة في المشاركة الأجنبية. أولاً، من خلال زيادة قاعدة المستثمرين، سيزداد التنويع وتقاسم المخاطر. وثانياً، قد يتم تخفيض مخاطر السيولة من خلال تدفق المستثمرين الجدد (Anayochukwu, 2012: 12).

من جانب اخر، فإن تحرير الأسواق المحلية امام المستثمرين الأجانب قد يؤدي إلى دخول المستثمرين، الباحثين عن عوائد سريعة لاستثماراتهم، او مغادرتهم بشكل مفاجئ. وتشعر العديد من الدول بالقلق من التأثير المدمر لتدفق الاستثمار المحفظي الأجنبي أثناء الأزمة. حيث يصعب عمليا تحكم الاسواق المالية المضيفة في هذا النوع من الاستثمار. لذلك، تقوم الحاجة الى وضع ضوابط لتدفق رأس المال في الدول النامية على وجه الخصوص لأن هذه الدول أكثر عرضة للتغييرات في التدفقات الدولية (Chidiebere & Nneka, 2019: 79).

تجريبيا توصل تشيديبير وننيكا (Chidiebere & Nneka, 2019: 77-89) الى أن تطوير سوق رأس المال يعد محدد هام لتدفق استثمارات المحافظ الأجنبية إلى الاقتصاد النيجيري. ووجد حيدر واخرون (Haider et al., 2017: 460-468) أن هناك تأثيرا إيجابيًا كبيرا لأداء سوق الأسهم على مؤشر الاستثمار الأجنبي، وأن بعض الأحداث التاريخية مثل الأزمة المالية الآسيوية لعام 2008، وانهيار مؤشر شنغهاي المركب للأوراق المالية لعام 2015، قد أثر بشكل كبير على مؤشر FPI في الصين. وقدم اوموريي واوسارمين (Omoruyi & Osariemen, 2015: 198-211) دليلاً على أن استثمار المحفظة الأجنبية هو عامل مهم في تحديد أداء سوق الأوراق المالية في نيجيريا. أخيرا أظهرت دراسة أنايوشوكو (Anayochukwu, 2012: 10-19) أدلة على وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تمتد من عوائد سوق الأوراق المالية إلى استثمارات المحفظة الأجنبية في الاقتصاد النيجيري.

٣. المنهجية والبيانات:

٣-١. البيانات: اعتماداً على مدى توفر البيانات فقد اقتصرت الدول المختارة في هذا البحث على أربع دول نامية هي (الأرجنتين، البرازيل، المكسيك، إندونيسيا)، حيث توفرت البيانات عن الدول (الأرجنتين، المكسيك، إندونيسيا) للمدة (1996-2017)، بينما توفرت البيانات عن دولة البرازيل للمدة (2000-2017)، وبذلك سيكون لدينا بيانات طولية غير متوازنة (unbalanced panel) (عدد السنوات غير متساوٍ لجميع الدول). وسيتم استخدام أسلوب البيانات الطولية (Panel Data) لأنها تأخذ في الاعتبار أثر التغير في الزمن وكذلك أثر التغير في المشاهدات المقطعية، حيث تعطي البيانات الطولية كفاءة أفضل وزيادة في درجات الحرية وكذلك اقل تعددية خطية بين المتغيرات، ومحتوى معلوماتي أكثر مقارنةً باستخدام البيانات المقطعية أو الزمنية. تم الحصول على بيانات البحث من خلال مجموعة بيانات البنك الدولي (World Bank, 2019: Online Data).

وتم الاعتماد على البرمجية الجاهزة في مجال تحليل السلاسل الزمنية والتحليل الاقتصادي القياسي Eviews-12 لتقدير نتائج النماذج وإيجاد قيم المقاييس الإحصائية المرتبطة بها، وإجراء الاختبارات الإحصائية المطلوبة.

٣-٢. متغيرات البحث:

❖ **الاستثمار المحفظي:** ينطوي مفهوم الاستثمار الأجنبي المحفظي على تلك الاستثمارات الموجهة لشراء الأوراق المالية والتي تصدرها الهيئات العامة أو الخاصة في الدول النامية على أن يكون للأجانب منها ما يخول لهم حق إدارة المشروع أو اتخاذ القرارات أو الرقابة على تلك المشروعات المرتبطة باستثماراتها، أي أنه لا يخول للأجانب حق إدارة المشروع في حين يكون لهم الحق في الحصول على عائد نظير مشاركتهم. وهو يأخذ شكل شراء الأجانب لأسهم الشركات أو إعطاء قروض للشركة أو الحكومة على سندات أو أذونات الخزينة التي يقوم المستثمر الأجنبي بشرائها، أو هو قيام المستثمر الأجنبي بالتعامل في أنواع مختلفة من الأوراق المالية سواء كانت حقوق ملكية (أسهم) أو حقوق دين (سندات) (Omoruyi & Osariemen, 2015: 199).

❖ **مؤشرات اداء الاسواق المالية:**

أ.الشركات المحلية المدرجة Listed Domestic Companies: ويشير هذا المؤشر الى عدد الشركات المدرجة في سوق الاوراق المالية (السوق المنظمة)، والتي تتضمن الشركات المحلية المدرجة والشركات الأجنبية المدرجة وهي تلك التي لديها أسهم مدرجة في البورصة في نهاية

السنة. ويتم استبعاد صناديق الاستثمار، ووحدات الائتمان، والشركات التي يتمثل هدفها التجاري الوحيد في امتلاك أسهم الشركات المدرجة الأخرى، مثل الشركات القابضة وشركات الاستثمار، بغض النظر عن وضعها القانوني (احمد، ٢٠١٧: ١٤٨).

ب. **قيمة الأسهم المتداولة Stocks traded:** قيمة الأسهم المتداولة هي إجمالي عدد الأسهم المحلية والأجنبية المتداولة للشركات التي تم قبولها في الإدراج والموافقة عليها للتداول، مضروبة في أسعار كل منها (Chidiebere & Nneka, 2019: 78).

ج. **رسملة السوق Market Capitalization**: رسملة السوق أو القيمة السوقية للأسهم عبارة عن مجموع قيم الأسهم المدرجة في السوق مضروباً بمتوسط أسعارها في نهاية المدة (Chidiebere & Nneka, 2019: 79).

د. **معدل الدوران Turnover Ratio:** هو قيمة الأسهم المحلية المتداولة مقسومة على قيمتها السوقية. يتم حساب القيمة سنويًا بضرب المتوسط الشهري في 12 (World Bank, 2019: Online Data, Metadata- Indicators).

٣-٣. وصف النموذج القياسي: إن الصيغة العامة للنموذج القياسي المطلوب تقديره وتحليله في هذه البحث على ضوء المتغيرات المستقلة أو التفسيرية المتمثلة بكل من (الشركات المدرجة بسوق الأوراق المالية، قيمة الأسهم المتداولة، رسملة السوق، معدل دوران الأسهم) والمتغير التابع (الاستثمار المحفظي)، يأخذ الشكل الآتي:

$$Y_{it}=\beta_0+\beta_1 X_{1,it}+\beta_2 X_{2,it}+\beta_3 X_{3,it} + \beta_4 X_{4,it} U_{it} \; ; \; i=1,2,\ldots,n \; ; \; t=1,2,\ldots,T \qquad (1)$$

حيث:

Y: المتغير التابع ويمثل الاستثمار المحفظي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي.

X_1: عدد الشركات المدرجة بسوق الأوراق المالية.

X_2: قيمة الأسهم المتداولة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي.

X_3: رسملة السوق كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي.

X_4: معدل دوران الأسهم (%).

β_0: معلمة المقطع أو الثابت في النموذج، وهي عبارة عن متوسط الاستثمار المحفظي في حالة انعدام تأثير المتغيرات المستقلة في النموذج.

$\beta_1,\beta_2,\beta_3,\beta_4$: معلمات أو ميول النموذج وهي التي تقيس تأثير المتغيرات المستقلة بصورة متتالية في الاستثمار المحفظي.

U: متغير الخطأ في النموذج أو ما يعرف بالمتغير العشوائي أو حد الاضطراب، وهو يشمل جميع المتغيرات الأخرى غير المقاسة وتلك التي غير مضمنة في النموذج والتي لها تأثير في الاستثمار المحفظي مثل السياسة النقدية والمصرفية، الاستقرار الأمني، الضرائب وغيرها.

٤. تقدير وتحليل النموذج القياسي للاستثمار المحفظي في الدول النامية:

٤-١. اختبار استقرارية متغيرات البحث: يعرض الجدول (١) أكبر فجوة إبطاء لمتغيرات البحث والتي تم الحصول عليها من متجه الانحدار الذاتي Vector of Autoregressive (VAR)، وكذلك نتائج اختبار استقرارية متغيرات البحث لمجموعة الدول النامية المختارة خلال المدة (1996-2017) باستخدام اختبار مربع كاي (فيشر) لـ فيليبس-بيرون PP-Fisher Chi-square.

Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences, (31/12/2021);Vol. 17, No. 56, Part (4): 414-431
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.17.56.4.25

الجدول (١): نتائج اختبار PP-Fisher Chi-square لجذر الوحدة

Variable	Max. Lag	Original Variable (Level)	
		Individual Intercept	Indiv. Inter. & Trend
Y	1	16.636**	14.481**
		(0.034)	(0.026)
X_1	2	22.372***	$6.518^{n.s}$
		(0.004)	(0.589)
X_2	7	23.484***	$4.541^{n.s}$
		(0.003)	(0.480)
X_3	3	15.705**	21.758***
		(0.047)	(0.005)
X_4	3	30.517***	55.515*
		(0.022)	(0.004)

*** Significant at 1% level
** Significant at 5% level
* Significant at 10% level
n.s not significant

- مخرجات البرمجية Eviews-12
- القيم بين القوسين تمثل القيمة الاحتمالية P-value

نلاحظ من نتائج الجدول (١) أن متغيرات (الاستثمار المحفظي، رسملة السوق، ومعدل دوران الأسهم) كانت ساكنة بالمستوى في حالة المقطع وحالة المقطع والاتجاه، أما متغير عدد الشركات المدرجة الذي يبدو للوهلة الأولى أنه غير ساكناً بالمستوى في حالة المقطع والاتجاه، وللتحقق من كون أن هل نتيجة هذا المتغير ستؤثر على باقي النتائج أم لا وبالتالي هل أنها ستؤثر على تحديد نوع النموذج القياسي الملائم، تم عمل انحدار متغير عدد الشركات المدرجة على المقطع والاتجاه وكانت النتائج كما في الجدول (٢):

الجدول (٢): نتائج انحدار متغير عدد الشركات المدرجة على المقطع والاتجاه

Dependent Variable: X_1				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 1996 2017				
Periods included: 22				
Cross-sections included: 4				
Total panel (unbalanced) observations: 84				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
C	212.7073	30.07938	7.0715**	0.000
@TREND	3.244650	2.396783	$1.3538^{n.s}$	0.180
R-squared	0.021861	Mean dependent var		248.1667
Adjusted R-squared	0.009932	S.D. dependent var		136.2092
S.E. of regression	135.5310	Akaike info criterion		12.67980

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
Sum squared resid.	1506230.	Schwarz criterion	12.73768
Log likelihood	-530.5516	Hannan-Quinn criter.	12.70307
F-statistic	1.8326$^{n.s}$	Durbin-Watson stat	0.010338
Prob(F-statistic)	0.180		
** Significant at 1% level n.s not significant		- مخرجات البرمجية Eviews-12	

نلاحظ من نتائج الجدول (٢) أن النموذج غير معنوي من خلال القيمة الاحتمالية لإحصاءة F، والمقطع له أثر معنوي في متغير عدد الشركات المدرجة عند مستوى (1%)، بينما الاتجاه غير معنوي أي أنه لا يؤثر على هذا المتغير، بمعنى أن السلسلة الزمنية لمتغير عدد الشركات المدرجة تتضمن الثابت (المقطع) فقط ولا تتضمن الاتجاه. ولذلك نستنتج أنه يمكن استبعاد نتيجة اختبار السكون لهذا المتغير في حالة المقطع والاتجاه.

وبالمثل فإن متغير قيمة الأسهم المتداولة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي هو الآخر يبدو للوهلة الأولى أنه غير ساكناً بالمستوى في حالة المقطع والاتجاه، وللتحقق من أهمية هذه النتيجة وهل أنها ستؤثر على باقي النتائج أم لا وبالتالي هل أنها ستؤثر على تحديد نوع النموذج القياسي الملائم لبيانات الاستثمار المحفظي، تم عمل انحدار متغير قيمة الأسهم المتداولة على المقطع والاتجاه وكانت النتائج كما في الجدول (٣):

الجدول (٣): نتائج انحدار متغير قيمة الأسهم المتداولة على المقطع والاتجاه

Dependent Variable: X_2				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 1996 2017				
Periods included: 22				
Cross-sections included: 4				
Total panel (unbalanced) observations: 84				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
C	8.338301	2.269087	3.6747**	0.000
@TREND	0.287135	0.180805	1.5881$^{n.s}$	0.116
R-squared	0.029839	Mean dependent var		11.47628
Adjusted R-squared	0.018008	S.D. dependent var		10.31732
S.E. of regression	10.22400	Akaike info criterion		7.510875
Sum squared resid.	8571.478	Schwarz criterion		7.568751
Log likelihood	-313.4567	Hannan-Quinn criter.		7.534141
F-statistic	2.5220$^{n.s}$	Durbin-Watson stat		0.172893
Prob(F-statistic)	0.116			
** Significant at 1% level n.s not significant		- مخرجات البرمجية Eviews-12		

Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences, (31/12/2021);Vol. 17, No. 56, Part (4): 414-431
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.17.56.4.25

نلاحظ من نتائج الجدول (٣) أن النموذج غير معنوي من خلال القيمة الاحتمالية لإحصاءة F، والمقطع له أثر معنوي في متغير قيمة الأسهم المتداولة عند مستوى (1%)، بينما الاتجاه غير معنوي أي أنه لا يؤثر على هذا المتغير، بمعنى أن السلسلة الزمنية لمتغير قيمة الأسهم المتداولة تتضمن الثابت (المقطع) فقط ولا تتضمن الاتجاه. ولذلك نستنتج أنه يمكن استبعاد نتيجة اختبار السكون لهذا المتغير في حالة المقطع والاتجاه.

٤-٢. تقدير النماذج القياسية:

أ. **تقدير نموذج الانحدار التجميعي (PRM):** تم تقدير النموذج القياسي (١) وبافتراض أن تأثيرات النموذج هي عامة أو مشتركة، وتم الحصول على النتائج المبينة في جدول (٤):

الجدول (٤): نتائج تقدير النموذج التجميعي (PRM) للاستثمار المحفظي

Dependent Variable: Y				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 1996 2017				
Periods included: 22				
Cross-sections included: 4				
Total panel (unbalanced) observations: 84				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
C	-0.02320	0.62653	-0.0370$^{n.s}$	0.9706
X_1	-0.00411	0.00164	-2.5126*	0.0140
X_2	-0.15970	0.05495	-2.9063**	0.0047
X_3	0.08000	0.02602	3.0736**	0.0029
X_4	0.04320	0.01759	2.4558*	0.0163
R-squared	0.13497	Mean dependent var		1.05670
Adjusted R-squared	0.09117	S.D. dependent var.		1.54857
S.E. of regression	1.47629	Sum squared resid		172.176
F-statistic	3.0815*	Durbin-Watson stat		0.96847
Prob(F-statistic)	0.021			
** Significant at 1% level * Significant at 5% level n.s not significant		- مخرجات البرمجية Eviews-12		

وفق النموذج التجميعي فإن جميع المتغيرات المستقلة ذات تأثير معنوي في الاستثمار المحفظي اعتماداً على القيم الاحتمالية لإحصاءة t المقابلة لهذه المتغيرات والتي كانت جميعها أقل من مستوى المعنوية (5%). بلغت القدرة التفسيرية للنموذج (14%)، وإجمالاً كان النموذج معنوياً عند مستوى معنوية (5%) اعتماداً على القيمة الاحتمالية لإحصاءة F.

ب.**تقدير نموذج التأثيرات الثابتة (FEM):** تم تقدير النموذج القياسي (١) بافتراض أن تأثيرات النموذج هي ثابتة، وتم الحصول على النتائج الموضحة في جدول (٥):

الجدول (٥): نتائج تقدير نموذج التأثيرات الثابتة (FEM) للاستثمار المحفظي

Dependent Variable: Y				
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)				
Sample: 1996 2017				
Periods included: 22				
Cross-sections included: 4				
Total panel (unbalanced) observations: 84				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
C	-2.10036	0.93559	-2.2450*	0.028
X_1	0.00324	0.00229	$1.4174^{n.s}$	0.161
X_2	-0.12513	0.05790	-2.16100*	0.034
X_3	0.07333	0.02726	2.6899**	0.009
X_4	0.04512	0.01939	2.32693*	0.023
R-squared	0.25491	Mean dependent var.		1.12957
Adjusted R-squared	0.18628	S.D. dependent var.		1.51812
S.E. of regression	1.40834	Sum squared resid.		150.741
F-statistic	3.7144**	Durbin-Watson stat.		1.14868
Prob(F-statistic)	0.002			
** Significant at 1% level * Significant at 5% level n.s not significant		- مخرجات البرمجية Eviews-12		

وفق النموذج ذو التأثيرات الثابتة فإن المتغير الوحيد الذي ليس له أثر معنوي في الاستثمار المحفظي هو عدد الشركات المدرجة من خلال القيمة الاحتمالية لإحصاءة t المقابلة لهذا المتغير والتي هي أكبر من (5%). بلغت القدرة التفسيرية للنموذج (25%). وبصورة عامة كان النموذج معنوياً اعتماداً على القيمة الاحتمالية لإحصاءة F التي كانت اقل من مستوى المعنوية (1%).

ج.تقدير نموذج التأثيرات العشوائية (REM): يلاحظ أن البيانات تتضمن أربعة مقاطع عرضية (أربعة دول)، وأن عدد المتغيرات المستقلة في النموذج (أو عدد الميول) هي أربعة أيضاً، وحيث أن من شروط تقدير النموذج ذو التأثيرات العشوائية تتطلب أن يكون عدد المقاطع العرضية أكبر من عدد الميول، لذلك لا يمكن تقدير النموذج ذو التأثيرات العشوائية لبيانات البحث.

٤-٣. المفاضلة بين النماذج المقدرة: لغرض المفاضلة بين نموذجي الانحدار التجميعي (PRM) والتأثيرات الثابتة (FEM) تم تطبيق اختبار إحصائية فيشر (F) المقيدة وفق المعادلة (2) وكانت النتيجة كما في الجدول (٦):

الجدول (٦): نتائج اختبار فيشر (F) للمفاضلة بين نموذجي (PRM) و (FEM) للاستثمار المحفظي

Redundant Fixed Effects Tests Test cross-section fixed effects			
Effects Test	**Statistic**	**d.f.**	**Prob.**
Cross-section F	3.3331*	(3, 76)	0.024
Cross-section Chi-square	10.9490*	3	0.016
* Significant at 5% level	- مخرجات البرمجية Eviews-12		

Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences, (31/12/2021);Vol. 17, No. 56, Part (4): 414-431
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.17.56.4.25

تشير نتائج الجدول (٦) إلى أن كلاً من اختبار F للمقطع العرضي واختبار مربع كاي للمقطع العرضي كانا معنويين عند مستوى معنوية (5%)، وبذلك ترفض فرضية العدم وتقبل الفرضية البديلة أي أن نموذج انحدار التأثيرات الثابتة هو أفضل من نموذج الانحدار التجميعي لتقدير العلاقة بين متغيرات الاستثمار المحفظي لمجموعة الدول النامية المختارة للمدة (1996-2017).

٤-٤. تقدير أفضل نموذج: وجدنا مما سبق أن أفضل نموذج قياسي تقديري يمثل العلاقة بين كل من المتغيرات المستقلة (الشركات المدرجة بسوق الأوراق المالية، قيمة الأسهم المتداولة، رسملة السوق، معدل دوران الأسهم) وبين الاستثمار المحفظي لمجموعة الدول النامية المختارة هو نموذج التأثيرات الثابتة، وبإضافة المتغيرات الوهمية إلى النموذج (١) نحصل على النموذج الجديد وكما يلي:

$$Y_{it}=\beta_0+\beta_1 X_{1,it}+\beta_2 X_{2,it}+\beta_3 X_{3,it}+\beta_4 X_{4,it}+\alpha_2 D_{2,it}+\alpha_3 D_{3,it}+\alpha_4 D_{4,it}+U_{it} \quad \ldots\ldots\ldots(2)$$

وبإضافة بيانات المتغيرات الوهمية بالطريقة المذكورة سابقاً، وإعادة تقدير النموذج نحصل على النتائج كما في الجدول (٧):

الجدول (٧): نتائج تقدير أفضل نموذج للاستثمار المحفظي

Dependent Variable Y				
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)				
Sample: 1996 2017				
Periods included: 22				
Cross-sections included: 4				
Total panel (unbalanced) observations: 84				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
C	-2.10036	0.93559	-2.2450*	0.028
X_1	0.00324	0.00228	$1.4174^{n.s}$	0.161
X_2	-0.12513	0.05790	-2.1610*	0.034
X_3	0.07333	0.02726	2.6899**	0.009
X_4	0.04512	0.01939	2.3269*	0.023
D_2	-3.17057	0.94746	-3.3464**	0.001
D_3	-1.03154	0.60348	$-1.7093^{n.s}$	0.092
D_4	-2.71685	0.86154	-3.1534**	0.002
R-squared	0.25491	Mean dependent var.		1.12957
Adjusted R-squared	0.18628	S.D. dependent var.		1.51812
S.E. of regression	1.40834	Sum squared resid.		150.741
F-statistic	3.7144**	Durbin-Watson stat.		1.14868
Prob(F-statistic)	0.002			
** Significant at 1% level * Significant at 5% level n.s not significant		- مخرجات البرمجية Eviews-12		

Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences, (31/12/2021);Vol. 17, No. 56, Part (4): 414-431
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.17.56.4.25

ولبيان أهمية إضافة المتغيرات الوهمية إلى النموذج ومدى معنويتها نقوم بإجراء اختبار والد Wald حيث كانت نتائجه كما في جدول (٨):

الجدول (٨): نتائج اختبار والد Wald للمتغيرات الوهمية في نموذج الاستثمار المحفظي

Wald Test			
Test Statistic	**Value**	**df**	**Prob.**
F-statistic	3.90600*	(3, 76)	0.012
Chi-square	11.7180**	3	0.008
Null Hypothesis: $\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	**Value**	**Std. Err.**	
α_2	-3.17057	0.94746	
α_3	-1.03154	0.60348	
α_4	-2.71685	0.86154	
** Significant at 1% level * Significant at 5% level	- مخرجات البرمجية Eviews-12		

تشير نتائج الجدول أعلاه إلى أن الاختبار أعلاه هو معنوي عند مستوى (5%)، بمعنى أنه هناك أهمية معنوية لإضافة المتغيرات الوهمية إلى النموذج.

وبناءً على نتائج الجدول (٤-٧) فإن نموذج البحث القياسي المقدر سيكون:

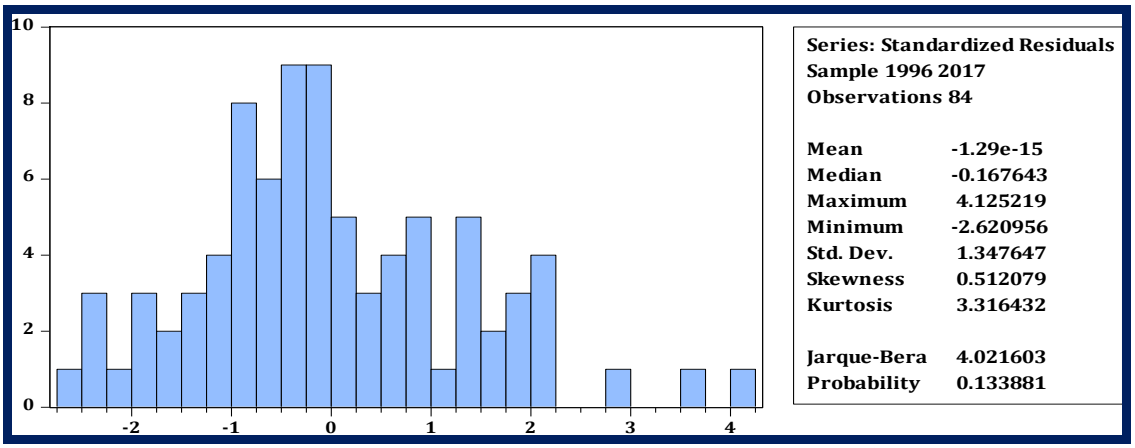
$$\hat{Y}_{it} = -2.10036 + 0.00324X_{1,it} - 0.12513X_{2,it} + 0.07333X_{3,it} + 0.04512X_{4,it} - 3.17055D_{2,it} - 1.03154D_{3,it} - 2.71685D_{4,it} \quad (3)$$

٤-٥. الاختبارات التشخيصية للنموذج:

أ. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي Normality Distribution of Residuals: من الافتراضات الأساسية اتي يقوم عليها بناء وتقدير النماذج القياسية هي التوزيع الطبيعي لأخطاء أو بواقي النموذج (Residuals).

وهناك اختبارات عديدة في هذا المجال وأكثرها استخداماً هو اختبار (Jarque-Bera)، حيث تنص فرضية العدم في هذا الاختبار على أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، أما الفرضية البديلة فهي تبين خلاف ذلك.

والشكل البياني التالي يعرض المدرج التكراري للبواقي إضافة إلى بعض المقاييس ذات الصلة.



الشكل (١): التوزيع الطبيعي لبواقي نموذج الاستثمار المحفظي

يتبين من الشكل (١) أن القيمة الاحتمالية لاختبار Jarque-Bera بلغت (0.134) وهي أكبر من مستوى المعنوية (5%)، مما يعني أن الاختبار غير معنوي، وبالتالي قبول فرضية العدم وهذا تأكيد على أن البواقي المتولدة من النموذج المقدر (٣) تتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط مساوي للصفر وانحراف معياري (1.3479).

ب.اختبار خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation Problem Test: كانت نتائج اختبار (Breusch-Pagan) للكشف عن ترابط بواقي النموذج المقدر عبر الزمن كما في الجدول (٩):

الجدول (٩): نتائج اختبار الارتباط الذاتي لبواقي نموذج الاستثمار المحفظي

Cross-Section Dependence Test			
Series: RESID			
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation)			
Sample: 1996 2017			
Periods included: 22			
Cross-sections included: 4			
Total panel (unbalanced) observations: 84			
Test	**Statistic**	**d.f.**	**Prob.**
Breusch-Pagan LM	$6.13872^{n.s}$	6	0.408
Pesaran scaled LM	$0.04005^{n.s}$		0.968
Pesaran CD	$-0.82710^{n.s}$		0.408
n.s not significant	- مخرجات البرمجية Eviews-12		

يتبين من الجدول (٩) أن القيمة الاحتمالية لإحصاءة اختبار (Breusch-Pagan) بلغت (0.408) والتي هي أكبر من مستوى المعنوية (5%) مما يعني قبول فرضية العدم التي تنص على خلو بواقي النموذج القياسي المقدر (3) من مشكلة الارتباط الذاتي.

ج.اختبار خلو النموذج من مشكلة عدم تجانس التباين Homoscedasticity Problem Test:
عندما يكون تباين البواقي غير متجانس يعني ذلك أنه سيكون دالة للمتغيرات المستقلة وبالتالي سيرتبط مع هذه المتغيرات مما يشوه العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، وينعكس ذلك

على نتائج التقدير، مما يتوجب الأمر معالجة هذه المشكلة في حالة وجودها. من الاختبارات الشائعة التي تستخدم في البيانات الطولية للكشف عن مشكلة عدم تجانس التباين بين بواقي النموذج هو اختبار (Breusch-Pagan-Godfrey) الذي يعتمد على إجراء انحدار مربع البواقي ($Resid^2$) الناتج من نموذج الاستثمار المحفظي القياسي المقدر (3) على المتغيرات المستقلة، إذ كانت نتائج هذا الانحدار كما يلي:

الجدول (١٠): نتائج انحدار مربع البواقي لنموذج الاستثمار المحفظي على المتغيرات المستقلة

Dependent Variable: RESID^2				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 1996 2017				
Periods included: 22				
Cross-sections included: 4				
Total panel (unbalanced) observations: 84				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
C	5.39835	2.16498	2.49348$^{n.s}$	0.015
X_1	-0.00825	0.01056	-0.78123$^{n.s}$	0.437
X_2	0.02529	0.22216	0.11384$^{n.s}$	0.910
X_3	0.00423	0.09741	0.04347$^{n.s}$	0.965
X_4	-0.03520	0.06334	-0.55566$^{n.s}$	0.580
D_2	-0.59064	3.76750	-0.15677$^{n.s}$	0.876
D_3	-1.92527	1.69520	-1.13572$^{n.s}$	0.260
D_4	-0.57265	3.27573	-0.17482$^{n.s}$	0.862
R-squared	0.10802	Mean dependent var.		1.82669
Adjusted R-squared	0.02587	S.D. dependent var.		4.61410
S.E. of regression	4.55403	Sum squared resid.		1576.18
F-statistic	1.31488$^{n.s}$	Durbin-Watson stat.		1.89863
Prob(F-statistic)	0.255			
n.s not significant		- مخرجات البرمجية Eviews-12		

وفق نتائج الجدول (١٠)، نجد أنه لا يوجد أي تأثير معنوي لاي من المتغيرات المستقلة في مربع البواقي، كما أن النموذج إجمالاً هو غير معنوي، وهذا يعني أن البواقي ليست دالة في المتغيرات المستقلة. أما نتائج اختبار عدم تجانس التباين للبواقي فقد كانت كما في الجدول (١١):

الجدول (١١): اختبار مشكلة عدم تجانس التباين للبواقي لنموذج الاستثمار المحفظي

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.31488$^{n.s}$	Prob. F (7,76)	0.255
Obs*R-squared	9.07368$^{n.s}$	Prob. Chi-Square (7)	0.735
n.s not significant		- مخرجات البرمجية الإحصائية Eviews-12	

Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences, (31/12/2021);Vol. 17, No. 56, Part (4): 414-431
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.17.56.4.25

يتبين من الجدول (١١) أن القيم الاحتمالية للاختبار بلغت على التوالي (0.255) و(0.073) والتي هي أكبر من مستوى المعنوية (5%) مما يعني قبول فرضية العدم التي تنص على تجانس تباين بواقي نموذج الاستثمار المحفظي القياسي المقدر (3).

د. اختبار مشكلة التداخل الخطي المتعدد Multicollinearity Test: يعرض الجدول رقم (١٢) نتائج عوامل تضخم التباين المركزية Centered VIF الخاصة باختبار مشكل التداخل الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة لنموذج الاستثمار المحفظي القياسي المقدر (3).

الجدول (١٢) نتائج اختبار مشكلة التداخل الخطي المتعدد بين متغيرات نموذج الاستثمار المحفظي

Variance Inflation Factors Sample: 1996 2017 Periods included: 22 Cross-sections included: 4 Total panel (unbalanced) observations: 84	
Variable	**Centered VIF**
X_1	1.008
X_2	1.064
X_3	1.119
X_4	1.112
D_2	1.112
D_3	1.073
D_4	1.105
- مخرجات البرمجية الإحصائية Eviews-12	

يتبين من الجدول (١٢) أن جميع عوامل تضخم التباين المركزية كانت أقل من (2.5) مما يعني خلو نموذج الاستثمار المحفظي القياسي المقدر (3) من مشكلة التداخل الخطي المتعدد بين متغيراته المستقلة. وكتأكيد لخلو النموذج من مشكلة التداخل الخطي المتعدد، نلاحظ أن جميع معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة بالنموذج كانت أقل من (0.80) كما يظهر ذلك من خلال مصفوفة معاملات الارتباط في الجدول (١٣) أدناه.

الجدول (١٣): مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة لنموذج الاستثمار المحفظي

	X_1	X_2	X_3	X_4	D_2	D_3	D_4
X_1	1.000	0.551	0.589	0.444	0.470	-0.428	0.604
X_2		1.000	0.793	0.746	0.768	-0.192	-0.019
X_3			1.000	0.302	0.542	-0.062	0.111
X_4				1.000	0.560	-0.144	0.090
D_2					1.000	-0.311	-0.311
D_3						1.000	-0.354
D_4							1.000

Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences, (31/12/2021);Vol. 17, No. 56, Part (4): 414-431
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.17.56.4.25

٤-٦. تأثيرات المقاطع العرضية والزمن:

أ. تأثيرات المقاطع العرضية (الدول): يعرض الجدول (١٤) قيم تأثيرات مقاطع الدول النامية المختلفة في الاستثمار المحفظي للمدة (1996-2017) والناتجة من خلال النموذج القياسي المقدر (٣).

الجدول (١٤): تأثيرات الدول النامية في الاستثمار المحفظي خلال مدة الدراسة (1996-2017)

Country	Effect
Argentina	1.6611
Brazil	-1.5094
Mexico	0.6296
Indonesia	-1.05572
- مخرجات البرمجية Eviews-12	

يتبين من الجدول (١٤) أن تأثير دولة الأرجنتين في الاستثمار المحفظي بحسب طبيعة علاقته بكل من (الشركات المدرجة بسوق الأوراق المالية، قيم الأسهم المتداولة، رسملة السوق، معدل دوران الأسهم) هو (1.6611) مقارنةً بباقي الدول.

بمعنى آخر أن الاستثمار المحفظي في الأرجنتين خلال المدة (1996-2017) هو ايجابي وبنسبة (166%) مقارنةً بدول البرازيل، المكسيك وإندونيسيا. الاستثمار المحفظي في البرازيل هو سلبي بنسبة (151%) مقارنةً بباقي الدول، الاستثمار المحفظي في المكسيك هو ايجابي بنسبة (63%) مقارنةً بباقي الدول، في حين أن الاستثمار المحفظي في إندونيسيا هو سلبي وبنسبة (106%) مقارنةً بباقي الدول.

ومن ذلك نجد أن الاستثمار المحفظي في الأرجنتين هو الأفضل، ثم في المكسيك، ثم في إندونيسيا وأخيراً في البرازيل والذي يعد الأسوأ مقارنةً بباقي الدول النامية المختارة.

ب.تأثيرات الزمن (السنوات): يعرض الجدول (١٥) قيم تأثيرات الدول النامية المختارة على الاستثمار المحفظي للمدة (1996-2017).

إذ يتبين من الجدول (١٥) أن السنوات التي كان فيها الاستثمار المحفظي فيهما ايجابياً هي (1996، 1998، 1999، 2009، 2011، 2012، 2013، 2014، 2016، 2017)، بينما كان الاستثمار المحفظي سلبياً باقي السنوات.

فمثلاً تأثير سنة 1996 في الاستثمار المحفظي بحسب طبيعة علاقته بكل من (الشركات المدرجة بسوق الأوراق المالية، قيم الأسهم المتداولة، رسملة السوق، ومعدل دوران الأسهم) هو (1.28757) مقارنةً بباقي السنوات، بمعنى آخر أن الاستثمار المحفظي في سنة 1996 للدول النامية عينة الدراسة هو ايجابي وبنسبة (129%) مقارنةً بباقي السنوات.

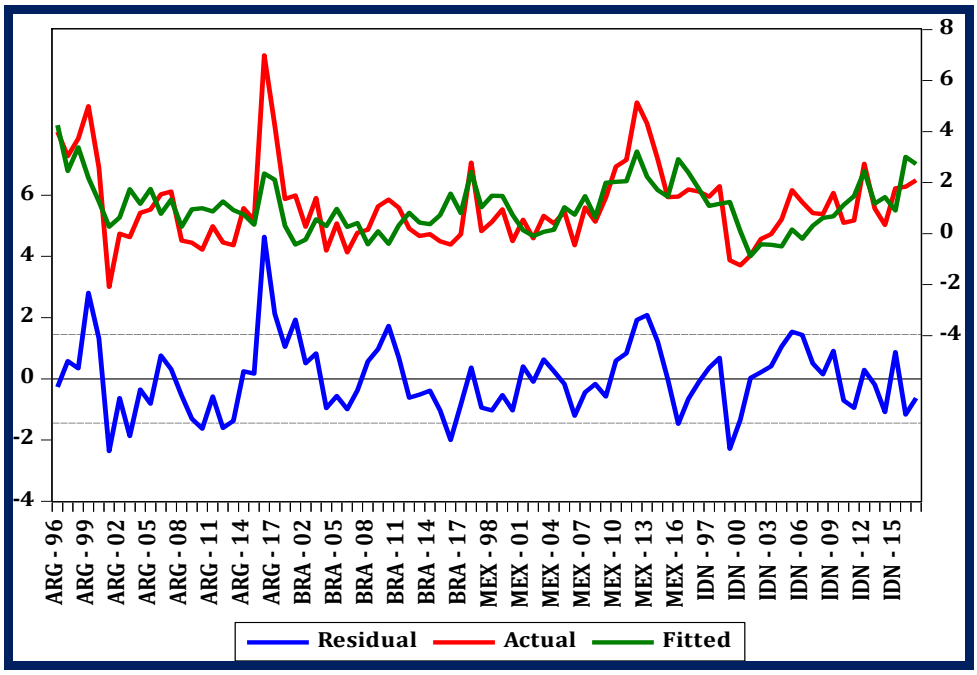
ومن ذلك نجد أن الاستثمار المحفظي في سنة 2016 كان الأفضل، ثم في سنة 1996، ثم في سنة 2012، بينما نجد أنه في سنة 2001 يعد الأسوأ مقارنةً بباقي السنوات في الدول النامية المختارة.

Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences, (31/12/2021);Vol. 17, No. 56, Part (4): 414-431
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.17.56.4.25

الجدول (١٥): تأثيرات السنوات على الاستثمار المحفظي خلال مدة الدراسة (1996-2017)

Year	Effect	Year	Effect
1996	1.28757	2007	-0.18440
1997	-0.06399	2008	-0.44444
1998	0.71496	2009	0.02813
1999	0.24602	2010	-0.03635
2000	-0.36856	2011	0.36119
2001	-1.18309	2012	1.03196
2002	-0.87698	2013	0.41447
2003	-0.69477	2014	0.07399
2004	-0.99079	2015	-0.09742
2005	-0.33585	2016	1.69354
2006	-1.03259		
- مخرجات البرمجية Eviews-12			

٤-٧. جودة تنبؤات النموذج: تأسيساً على ما تقدم، فإن نموذج الاستثمار المحفظي القياسي المقدر (3)، الذي يمثل العلاقة بين الاستثمار المحفظي كمتغير تابع والمتغيرات المستقلة (الشركات المدرجة بسوق الأوراق المالية، قيمة الأسهم المتداولة، رسملة السوق، معدل دوران الأسهم) لمجموعة الدول النامية المختارة للمدة (1996-2017)، كان معنوياً. وأن القدرة التفسيرية له تجاوزت (25%)، كما أنه لا يعاني من أية مشكلة من مشاكل النماذج القياسية، بالتالي فإنه يمثل هذه العلاقة تمثيلاً جيداً كما يظهر ذلك الشكل البياني التالي الذي يظهر فيه التقارب بين القيم الفعلية للاستثمار المحفظي وبين القيم المتنبئ بها خلال نموذج الاستثمار المحفظي.



الشكل (٢): القيم الفعلية للاستثمار المحفظي والمتنبئ بها خلال نموذج الاستثمار المحفظي

Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences, (31/12/2021);Vol. 17, No. 56, Part (4): 414-431
Doi: www.doi.org/10.25130/tjaes.17.56.4.25

٥. **تحليل نتائج النموذج:** إن أثر تطوير البنى المؤسسية المالية في تشجيع الاستثمار الأجنبي غير المباشر (الاستثمار المحفظي) للدول النامية المختارة في البحث (الأرجنتين، البرازيل، المكسيك، وإندونيسيا) للمدة (1996-2017) يمكن بيانه من خلال أثر المتغيرات المستقلة (الشركات المدرجة بسوق الأوراق المالية، قيمة الأسهم المتداولة، رسملة السوق، معدل دوران الأسهم) في الاستثمار المحفظي. ويمكن تفسير نتائج هذا الأثر والواردة في الجدول (٧) وكما يلي:

عدد الشركات المدرجة بالأسواق المالية لمجموعة الدول النامية المختارة ليس له أي أثر معنوي في الاستثمار المحفظي لهذه الدول خلال المدة (1996-2017). بمعنى مهما كان عدد الشركات المدرجة بالأسواق المالية لهذه الدول فإن ذلك سوف لن يزيد أو ينقص من نسبة الاستثمار المحفظي من الناتج المحلي الإجمالي بصورة جوهرية في هذه الدول.

لقيمة الأسهم المتداولة في الأسواق المالية للدول النامية المختارة تأثيراً معنوياً عكسياً في الاستثمار المحفظي وعند مستوى معنوية (5%)، حيث أن زيادة قيمة الأسهم المتداولة بـ (1%) من الناتج المحلي الإجمالي يؤدي إلى تراجع نسبة الاستثمار المحفظي في هذه الدول بمقدار (0.13%) تقريباً من الناتج المحلي الإجمالي.

تلعب رسملة السوق في الدول النامية المختارة دوراً إيجابياً في الاستثمار المحفظي وعند مستوى معنوية (1%)، حيث أن زيادة القيمة السوقية للسهم المسجلة بالأسواق المالية بـ (1%) من الناتج المحلي الإجمالي يؤدي إلى زيادة نسبة الاستثمار المحفظي في هذه الدول بمقدار (0.07%) تقريباً من الناتج المحلي الإجمالي.

لمعدل دوران الأسهم في الدول النامية المختارة تأثيراً معنوياً إيجابياً في الاستثمار المحفظي وعند مستوى معنوية (5%)، حيث أن معدل دوران الأسهم بـ (1%) يؤدي إلى زيادة نسبة الاستثمار المحفظي في هذه الدول بمقدار (0.05%) تقريباً من الناتج المحلي الإجمالي.

إن الفرق في الاستثمار المحفظي بين دولتي الأرجنتين والبرازيل كان معنوياً عند مستوى (1%)، حيث لوحظ أن معدل نسبة الاستثمار المحفظي من الناتج المحلي الإجمالي في البرازيل يقل بنسبة (3.17%) عما هو عليه في الأرجنتين. وكذلك فإن الفرق في الاستثمار المحفظي بين دولتي الأرجنتين وإندونيسيا كان معنوياً عند مستوى (1%)، حيث لوحظ أن معدل نسبة الاستثمار المحفظي من الناتج المحلي الإجمالي في إندونيسيا يقل بنسبة (2.72%) عما هو عليه في الأرجنتين. أما فيما يخص الفرق في الاستثمار المحفظي بين دولتي الأرجنتين والمكسيك فقد كان غير معنوياً، بمعنى أنه لا يوجد فرق جوهري في معدل نسبة الاستثمار المحفظي من الناتج المحلي الإجمالي في بين دولتي الأرجنتين والمكسيك.

تشير القدرة التفسيرية للنموذج إلى أن ما نسبته (25%) من التغيرات التي تحصل في الاستثمار المحفظي للدول النامية المختارة في البحث يمكن أن تعزى إلى المتغيرات: الشركات المدرجة بالأسواق المالية، قيم الأسهم المتداولة بالأسواق المالية، رسملة السوق، معدل دوران الأسهم، وتعتبر هذه النسبة مقبولة لمثل متغيرات النموذج المتناولة. بينما (75%) من التغيرات الحاصلة في الاستثمار المحفظي تعزى إلى متغيرات أخرى غير مضمنة في النموذج القياسي وكذلك إلى متغيرات أخرى غير قابلة للقياس تؤثر في الاستثمار المحفظي.

إن معنوية النموذج ككل وخلوه من مشاكل النماذج القياسية تؤكد كفاءة النموذج وجودته في وصف العلاقة بين متغير الاستثمار المحفظي ومتغيرات (عدد الشركات المدرجة بالأسواق المالية،

قيمة الأسهم المتداولة، رسملة السوق، معدل دوران الأسهم) لمجموعة الدول الناميةً خلال المدة (2017-1996) مما يعني أن تطوير بنى المؤسسات المالية تعمل على تشجيع الاستثمارات المحفظية في هذه المجموعة من الدول النامية.

٦. **النتائج ومضامين السياسة الاقتصادية:** النتائج المستخلصة تشير الى أهمية مؤشرات رسملة السوق ومعدل الدوران في تفسير تدفقات الاستثمار المحفظي في الدول النامية. وذلك يدلل على ان المستثمر الأجنبي يبحث عن الأسواق التي تضمن له تحويل اصوله الى سيولة بسرعة أكبر. ومن المرجح ان سبب ذلك هو عدم ثقة المستثمر الأجنبي بأسواق الأوراق المالية في الدول النامية، الا في حدود ما توفره من فرص الربح السريع. ذلك يبرز الحاجة في الدول النامية الى الاعتناء بتطوير مؤسساتها المالية ورفع الثقة بأدائها لكي تجتذب المزيد من الاستثمارات الأجنبية.

المصادر

اولاً. المصادر العربية:

١. احمد، أزهري الطيب، (٢٠١٧)، اسواق المال، دار الجنان للنشر والتوزيع، عمان، الاردن.

ثانياً. المصادر الأجنبية:

1. Anayochukwu O., (2012), The Impact of Stock Market Returns on Foreign Portfolio Investment in Nigeria, IOSR Journal of Business and Management, 2 (4), pp. 10-19.
2. Chidiebere N., Nneka N., (2019), Impact of Capital Market Development on Foreign Portfolio Investment Volatility in Nigeria, Islamic University Multidisciplinary Journal (IUMJ), 6 (5), pp. 77-89.
3. Dilyard J., Gray H., (2002), Increasing the Contribution of Foreign Investment to Sustainable Development: Domestic and International Policy Measures, (in), UN, Finance for Sustainable Development Testing New Policy Approaches, pp. 135-157.
4. Haider M., Khan M., Saddique S., Hashmi S., (2017), The Impact of Stock Market Performance on Foreign Portfolio Investment in China, International Journal of Economics and Financial Issues, 7(2), pp. 460-468.
5. Omoruyi A., and A. Osariemen, (2015), Foreign Portfolio Investment and Stock Market Performance in Nigeria, Journal of Accountancy, 6 (1), pp.198-211
6. Todaro M., and, S. Smith, (2015), Economic Development, 12th edition, REARSON.
7. World Bank, (2019), World Development Indicators, Online Data.