

دراسة قياسية لأثر العملات المشفرة على أداء سوق الأوراق المالية باستخدام نماذج الـ (Panel Data) دراسة تطبيقية على دول مجلس التعاون الخليجي

إعداد: د. حسين عطيه الضعيف، قسم علوم مالية ومصرفية، كلية الاقتصاد، جامعة الفرات، العام الدراسي 2023-2024.

الملخص

تهدف هذه الدراسة إلى بيان أثر مجموعة من العملات المشفرة وبعض المتغيرات التفسيرية على قيم مؤشرات الأوراق المالية لدول مجلس التعاون الخليجي باستخدام نماذج Panel Data من خلال دراسة قياسية باستخدام بيانات يومية خلال الفترة من 8/3/2017 - 11/9/2023، بواقع 8964 مشاهدة. تم استخدام المنهج القياسي من خلال التعرف على نماذج Panel Data وكذلك تمت الاستعانة بالبرنامج الإحصائي (Eviews13) وكذلك برنامج (MATLAB). ومن أهم النتائج التي توصلت إليها هذه الدراسة وجود علاقة عكسية بين عملتي (Bitcoin_Cash, Ethereum) وأسعار الذهب وسعر الفائدة وبين مؤشر إغلاق أسعار الأسهم، في حين توجد علاقة طردية بين العملات المشفرة الـ (Bitcoin, EOS, XRP) وبين مؤشر إغلاق النفط والتضخم وبين مؤشر إغلاق أسعار الأسهم، كذلك بينت نتائج اختبار (Brusch and Pegan LM test) أن نموذج الأثار الثابتة FEM هو الأقرب.

الكلمات المفتاحية: العملات المشفرة، نموذج الانحدار التجميعي PRM، نموذج التأثيرات الثابتة FEM، نموذج التأثيرات العشوائية REM، مؤشر إغلاق أسعار الأسهم، دول مجلس التعاون الخليجي.

أولاً: الإطار المنهجي للبحث:

1.1 مقدمة:

في ظل التطور السريع للتكنولوجيا والابتكارات الرقمية، تشهد العملات الرقمية نمواً كبيراً في العالم، وتلقى اهتماماً كبيراً من قبل المستثمرين والمتداولين حول العالم، وتُعد العملات الرقمية من الاستثمارات الجديدة التي تميز بالتقنية الحديثة والتحكم اللامركزي، وتجذب اهتمام المستثمرين من مختلف الأعمار والخلفيات. وبدأت هذه العملات تحوز بشكل تدريجي على ثقة المتعاملين بها داخل شبكة المعلومات؛ إذ إنها تحظى بلا مركزية كبيرة، وتصف بالمرونة في عملية إصدارها وتداولها؛ لوجود بعض الخدمات المالية المتعلقة بها بشكل سهل، عن طريق العديد من المنصات الإلكترونية التي تنتشر على شبكة المعلومات الدولية، هذا الأمر دفع العديد من المنظمات في عدد من دول العالم إلى التسليم بقبولها بشكل من أشكال الدفع الإلكتروني. وعلى المستوى الإقليمي لا يزال استخدام العملات الرقمية في منطقة شمال إفريقيا ومنطقة الشرق الأوسط، وبخاصة في الدول العربية، وبالأخص في دول الخليج العربي، محدوداً بشكل كبير؛ ويمكن إرجاع ذلك إلى عدة أسباب، منها: أنه لا يوجد دعم كافٍ لهذه العملات من قبل البنوك المركزية والسلطات النقدية داخل هذه الدول، ومع ذلك يوجد إمكانية أن تنمو هذه التعاملات بالعملات الرقمية في المستقبل القريب، إذ تسعى بعض الدول العربية، وبخاصة الخليجية منها، مثل المملكة العربية السعودية ودولة الإمارات، إلى استخدام هذه العملات الرقمية وفق ضوابط معينة، وتسعى إلى مراقبة التطورات التي تنتاب هذه العملات عن طريق استخدام آليات وطرائق متعددة، منها عمليات دمج بين التقنيات التكنولوجيا، وتحليل السياسات المالية؛ من أجل دراسة الآثار المترتبة المتوقفة على استخدام هذه العملات. ونتيجة لجائحة كورونا (COVID-19) التي عصفت في البلاد بنهائية عام 2019، والتي أثرت على الاقتصاد بشكل عام وعلى الأسواق المالية بشكل خاص بشكل سلبي وكذلك الحرب الروسية- الأوكرانية حيث انخفضت مؤشرات سوق الأوراق المالية لجميع دول العالم تقريباً نظراً لترابط اقتصadiات الدول بعضها البعض، وكذلك انخفض معدل نمو (GDP) نتيجة أزمة الطاقة والغذاء، كذلك أدى إلى تراجع النمو الاقتصادي وتراجع أرباح الشركات مما أدى إلى انخفاض قدرتها على الحصول على التمويل اللازم عن طريق إصدار الأسهم والسنديات، الأمر الذي أثر على أداء الاقتصاد ككل.

وقد أشارت العديد من الدراسات مثل: (Abdullahi & Stephen, 2023, Almeida, D., et al., 2023, Nam, 2023, Ampountolas,, 2023, Abdelkafi. L., et al., 2023, Jeris. S. S., et al., 2022) أن أسعار العملات الرقمية خلال فترة جائحة كورونا وأثناء حرب روسيا وأوكرانيا ارتفعت بشكل ملحوظ نتيجة لزيادة استخدامها، حيث زاد حجم التداول في هذه العملات بطريقة كبيرة مما ساعد على تحسين كفاءة أسواق تلك العملات التي يتم تداولها بأحجام مرتفعة بمرور الوقت. لذلك جاءت الدراسة الحالية محاولة لدراسة أثر العملات المشفرة على أداء سوق الأوراق المالية لدول مجلس التعاون الخليجي باستخدام (Panel Data).

2.1 مشكلة البحث:

إن حركة أسعار العملات المشفرة تعبر عن مدى اعتماد المستثمرين عليها كأداة للاستثمار وتحقيق الأرباح مثل الاستثمار في الأوراق المالية والتعامل في البورصات المالية بشكل عام، نتيجة التقلب في أسعارها وفقاً للتغيرات الطلب والعرض عليها، لذلك تحظى العملات المشفرة بطلب وعرض خاص بها. وعليه يمكن صياغة مشكلة البحث على النحو التالي:

هل توجد علاقة بين حركة أسعار العملات المشفرة والتقلبات في قيم المؤشرات المالية لدول مجلس التعاون الخليجي؟

3.1 أهداف البحث:

1. التعرف على مفهوم العملات المشفرة وخصائصها.
2. إجراء دراسة قياسية لمتغيرات الدراسة والمتمثلة بالعملات المشفرة ومجموعة من المتغيرات التقديرية ومؤشر أسعار الإغلاق لدول عينة الدراسة باستخدام نماذج (Panel Data).
3. التعرف على أكثر نماذج (Panel Data) تأثيراً و اختيار النموذج الأفضل من خلال المفاضلة بينها.

4.1 أهمية البحث: تتمثل الأهمية العلمية للبحث فيما يقدمه من إضافة علمية من خلال إثراء المكتبة العربية بدراسات حديثة حول مفهوم العملات المشفرة وعلاقتها بالأسواق المالية العربية ومدى إمكانية اعتمادها كبديل استثماري. أما الأهمية التطبيقية لهذا البحث تتجسد في تقديم نتائج يمكن للمستثمر الخليجي بشكل خاص والمستثمر العربي بشكل عام أن يعتمد عليها أو يأخذها بعين الاعتبار عند اتخاذ قراراته الاستثمارية للاختيار بين البديل الاستثماري الممكنة داخل محفظته الاستثمارية لتحقيق التنويع الأمثل وتخفيض المخاطر.

5.1 فروض البحث: بعد استعراض تساؤلات البحث من خلال مشكلة البحث يمكن صياغة فروض البحث على النحو الآتي:

فرضية عدم الأولى: لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين العملات المشفرة ومؤشر إغلاق أسعار الأسهم وفق نماذج الـ (Panel Data).

الفرضية البديلة الأولى: توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين العملات المشفرة ومؤشر إغلاق أسعار الأسهم وفق نماذج الـ (Panel Data).

فرضيّة عدم الثانوية: لا توجد علاقّة ذات دلالة إحصائيّة بين المتغيرات التفسيرية ومؤشر إغلاق أسعار الأسهم وفق نماذج الـ (Panel Data).

الفرضيّة البديلة الثانية: توجد علاقّة ذات دلالة إحصائيّة بين المتغيرات التفسيرية ومؤشر إغلاق أسعار الأسهم وفق نماذج الـ (Panel Data).

6.1 الدراسات السابقة:

إن الدراسات العربيّة التي تناولت موضوع العملات المشفرة قليلة جدًا والتي اقتصرت على دراستها من الناحيّة النظريّة والقانونيّة ومدى تقبل الدول العربيّة لمثل هذه العملات في حين اقتصرت بعض منها وعلى نطاق ضيق على الدراسة التحليليّة لهذه العملات دون الخوض والتعقّم في الدراسات القياسيّة مثل دراسة (عثمانية 2022، ودراسة وديع ومحمد، 2019) على عكس الدراسات الأجنبية وبالاخص الإنكليزيّة منها فقد خاضت في عمق التفاصيل بالعملات المشفرة واستخدامها كملاذ أمن للاستثمار وخاصة في ظل جائحة كورونا. وسوف يتم التطرق من خلال هذه الدراسة لمجموعة من الدراسات السابقة التي تناولت أسواق العملات المشفرة، على النحو التالي:

دراسة (Ampountolas, A., 2023) يبحث هذا البحث في العلاقة بين تقلب عوائد العملات المشفرة، ومؤشرات سوق الأسهم العالميّة، والآثار غير المباشرة لوباء (COVID-19). لقياس التأثير على عوائد المحفظة الماليّة من خلال استخدام بيانات يومية خلال الفترة 2019 إلى 2020. وقد أظهرت النتائج التجريبية آثارًا غير مباشرة كبيرة على المدى الطويل والقصير. كذلك أظهرت نتائج نموذج EGARCH متعدد المتغيرات المكون من مرحلتين أن التقلبات المشروطة لكل من محافظ الأصول ترتفع أكثر بعد الأخبار الإيجابية وتستجيب بشكل جيد للصدمات السابقة. ونتيجة لذلك، فإن تقلب الأصول الماليّة منخفض وغير مشروط وأقل مخاطر عندما لا تكون هناك انقطاعات خارجية. على الرغم من حساسية الأصول الماليّة للصدمات، إلا أنها تظهر بعض المقاومة لتقلبات ثقة السوق.

دراسة (Corbet et al, 2022) تقوم هذه الدراسة بفحص التفاعلات بين تقلبات أسعار وسبيولة العملات المشفرة أثناء تفشي جائحة (COVID-19). حيث تم استخدام أكبر 12 عملة مشفرة من حيث القيمة السوقيّة وذلك باستخدام بيانات يومية خلال الفترة (2017-2020). من أبرز النتائج التي توصلت إليها هذه الدراسة أن سبيولة سوق العملات المشفرة زادت بشكل كبير بعد أن أعلنت منظمة الصحة العالميّة عن تحديد جائحة عالمية. كذلك تم تحديد تفاعلات كبيرة وكبيرة جدًا بين أسعار العملات المشفرة وتأثيرات سبيولة هذه العملات. وتضيف هذه النتائج مزيدًا من الدعم للحجّة القائلة بأن تدفقات كبيرة من الاستثمار دخلت أسواق العملات المشفرة بحثًا عن ملاذ آمن للاستثمار خلال هذا الحدث الاستثنائي (COVID-19).

دراسة (Özyeşil, M., 2020) تبحث هذه الدراسة في العلاقات بين شعبية وأسعار وعوائد وأحجام تداول ست عملات مشفرة من خلال استخدام بيانات شهرية خلال فترات زمنية مختلفة قسمت إلى مجموعات خلال الفترة (2010-2019). وفقًا لنتائج التحليل، لوحظ أن شعبية العملات المشفرة لها

تأثير كبير على سعرها وحجم المعاملات والعوائد الشهرية. بناءً على النتائج، يمكن القول إن المؤتمرات واللجان والعروض التقديمية واللواحة القانونية والدراسات الأكاديمية ستزيد من الوعي حول العملات المشفرة وهذا سيؤثر بشكل إيجابي على عوائد وأحجام المعاملات للعملات المشفرة.

دراسة (Al-Naif, 2020) الغرض من هذه الدراسة هو دراسة العلاقة بين عوائد سعر الصرف لأهم ثلاثة عملات مشفرة هي (البيتكوين والإيثريوم والريبل) وثمانى عملات عربية وهي: الجنيه المصري، الدينار العراقي، الليرة اللبنانية، الدرهم المغربي، الريال العماني، الريال القطري، الريال السعودي، والدينار التونسي مقابل الدولار الأمريكي، باستخدام بيانات يومية خلال الفترة من 1 كانون الثاني لعام 2017 حتى 1 كانون الثاني من عام 2020، وتم الحصول على بيانات العينة المختارة من مصادر مختلفة. أشارت نتائج التحليل إلى أنه (باستثناء الليرة اللبنانية مع Bitcoin ومع Ripple، والدرهم المغربي مع Ethereum، والدينار العراقي مع Ripple)، لم تكن هناك علاقات مهمة بين العملات العربية وسعر صرف العملات المشفرة. من ناحية أخرى، أظهرت النتائج علاقة إيجابية كبيرة بين Bitcoin وRipple Ethereum. وأخيراً، خلصت الدراسة إلى أنه نظراً لوجود علاقة سلبية بين الدينار العراقي وعملة Ripple، فإن الأولى يمكن أن تؤدي في التحوط والتنوع. وخلصت الدراسة أيضاً إلى أن أسواق الصرف في البلدان العربية لا تؤثر بشكل كبير على أسواق العملات المشفرة، والتي قد تكون بسبب عدم وجود اعتراف قانوني من قبل الحكومات إلى جانب عدم قبول الجمهور لهذه العملة.

7.1 موقع الدراسة الحالية من الدراسات السابقة:

ما يميز الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة تم إجراء دراسة قياسية لبيان العلاقة بين العملات المشفرة ومؤشرات أسعار إغلاق الأسهم لدول مجلس التعاون الخليجي وإضافة مجموعة من المتغيرات التفسيرية مثل (سعر الفائدة، ومعدل التضخم، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، وأسعار النفط، وأسعار الذهب)، كذلك الدراسات العربية التي تناولت موضوع العملات المشفرة قليلة جداً واقتصرت على الجانب النظري لها والجانب القانوني دون التعمق في دراستها من الناحية العملية باستخدام أساليب الاقتصاد القياسي الحديثة الأمر الذي سيضيف إثراء للمكتبة العربية ويفتح المجال لإجراء المزيد من الدراسات المستقبلية حول العملات المشفرات.

ثانياً: الإطار النظري للبحث:

1.2 تعريف العملات المشفرة وخصائصها:

عُرِّفت لجنة المدفوعات والبنية التحتية لأسواق المال (CPMI) التابعة لبنك التسويات الدولية (BIS)، العملات المشفرة على أنها عملات رقمية لها بعض الصفات الخاصة والتي تتمثل بالنقاط التالية: (سرور، 2022)

1. هي سلعة مثل الذهب تخضع للعرض والطلب لتحديد قيمتها، وبعكس النقود الإلكترونية فهي لا تشكل التزاماً على أي من الأفراد أو المؤسسات وغير مدعاومة من أي جهة رسمية.
2. يتم تداولها من شخص إلى آخر إلكترونياً مع غياب الثقة بين جميع الأطراف وبدون وجود وسطاء، ويستخدم بعضها تكنولوجياً "السجلات الموزعة".
3. لا تخضع إدارتها للرقابة من أي جهة رسمية.

كما صنف البنك المركزي الأوروبي (ECB) العملات المشفرة بأنها مجموعة فرعية من العملات الافتراضية وذلك ضمن تقريره حول العملات الافتراضية لعام (2012)، ويمكن تداولها مقابل العملات الرسمية، كما أنه يمكن استخدامها لشراء البضائع الإلكترونية أو المادية. ويقدم البنك المركزي الأوروبي في تقرير آخر له حول العملات الرقمية عام (2015) تعريفاً للعملات الافتراضية وذلك بوصفها "تمثيل رقمي للقيمة، لا تصدر من قبل البنوك المركزية أو مؤسسات الإقراض أو مصدري النقود الإلكترونية والتي يمكن في بعض الظروف استخدامها كبديل عن النقد". وفي عام (2016) فقد عرف صندوق النقد الدولي (IMF) العملات المشفرة بأنها "تمثيل رقمي للقيمة، صادرة عن مطوري خاصين ومقومة في وحدة الحساب الخاصة بهم". في حين أن البنك الدولي (WB) عرف العملات المشفرة بأنها "تمثيل رقمي للقيمة ومقومة في وحدتهم الخاصة من الحسابات، حيث أنها تختلف عن النقود الإلكترونية التي تعتبر وسيلة دفع رقمية مقومة بالعملات التقليدية" كما صنف العملات المشفرة أيضاً على أنها عملة رقمية تعتمد على تكنولوجيا علم التشغيل (سحابة، 2022).

ثالثاً: الدراسة القياسية:

تعتمد أغلبية الدراسات التطبيقية على أدوات الاقتصاد من أجل اختبار ومطابقة النظريّة الاقتصاديّة مع الواقع، وعلى هذا الأساس سوف يتم تسلیط الضوء من خلال هذه الدراسة على أهم المحاور المتعلقة بمنهجيّة الاقتصاد القياسي المتبعة في التحليل، والتي تشمل على نماذج أو بيانات السلاسل الرّمنيّة المقطعيّة (Panel Data) المستخدمة في تقدیرها. فقد تعددت الطرق الإحصائية المستخدمة في تقييم أثر العملات المشفرة في أسعار الأسهم من خلال الاعتماد على منهج بيانات السلاسل الرّمنيّة والمقطعيّة المستخدمة في الدراسة الحاليّة بواسطة اختبار الخصائص الإحصائية، واستقراريّة السلاسل الرّمنيّة وتحليل الانحدار. حيث إنّ الهدف من هذه الدراسة القياسية هو تحديد طبيعة أثر العملات المشفرة على أداء سوق الأسهم في دول مجلس التعاون الخليجي باستخدام بيانات يومية خلال الفترة من 2017/3/8 إلى 2023/9/11، بواقع 8964 مشاهدة.

استُخدم في هذه الدراسة نماذج السلاسل الرّمنيّة المقطعيّة التي تُدعى بنماذج البانل (Panel Model)، وقد اكتسبت هذه النماذج في الآونة الأخيرة اهتماماً، خاصّة بالنسبة للدراسات الاقتصاديّة، لأنّها تقوم بدمج البيانات المقطعيّة مع الفترات الرّمنيّة، حيث تتميّز نماذج السلاسل الرّمنيّة المقطعيّة في

استخدامها مقارنةً باستخدام نماذج البيانات المقطعيّة (Cross-sectional Data)، أو نماذج السّلاسل الرّمنيّة (Time series) (بالعديد من المزايا (Baltagi, 2005):

1. التّحكُّم في عدم تجانس التّباين الخاصّ الذي يظهر في حالة البيانات المقطعيّة أو حالة البيانات الرّمنيّة.
2. تعطي نماذج السّلاسل الرّمنيّة المقطعيّة كفاءةً أفضلًّا وزيادةً في درجات الحرّيّة، وكذلك أقلّ تعدديةً خطّيّةً بين المتغيّرات، ومحتوى معلوماتيًّا أكثرًّا إذا ما تمَّ استخدام البيانات المقطعيّة أو الرّمنيّة.

وتأتي نماذج السّلاسل الرّمنيّة المقطعيّة في ثلاثة أشكال رئيسية هي: نموذج الانحدار التّجمعي (Pooled Regression Model)، ونموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effects Model)، ونموذج التأثيرات العشوائية (Random Effects Model)، ويعُرَّف نموذج السّلاسل الرّمنيّة المقطعيّة لعدد N من المشاهدات المقطعيّة مقاسةً في T من الفترات الرّمنيّة بالصيغة التالية (الجمال، 2012):

$$Y_{it} = \beta_{0(i)} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{j(it)} + \varepsilon_{it}$$

$$i=1, 2, 3, \dots, N \quad t=1, 2, 3, \dots, T$$

حيث إنّ y_{it} تمثل قيمة متغير الاستجابة في المشاهدة i عند الفترة الرّمنيّة t ، $\beta_{0(i)}$: تمثل قيمة نقطة التقاطع في المشاهدة i ، β_j : تمثل قيمة ميل خط الانحدار، $x_{j(it)}$: تمثل قيمة المتغير التفسيري j في المشاهدة i عند الفترة الرّمنيّة t ، ε_{it} تمثل قيمة الخطأ في المشاهدة i عند الفترة الرّمنيّة t .

1.3 نماذج البانل (Panel Model)

1- نموذج الانحدار التّجمعي (Pooled Regression Model)

يُعدُّ من أبسط نماذج السّلاسل الرّمنيّة المقطعيّة؛ حيث تكون فيه جميع المعاملات ثابتةً لجميع الفترات الرّمنيّة (يُهمّل أيُّ تأثير للّزمن)، وبإعادة كتابة النّموذج السابق نحصل على نموذج الانحدار التّجمعي وبالصيغة الآتية:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{j(it)} + \varepsilon_{it} \quad I=1, 2, 3, \dots, N \quad t=1, 2, 3, \dots, T$$

حيث إنّ $E(\varepsilon_{it}) = 0$ و $\text{var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2$ ، وُشَّتَّخد طريقة المربيّعات الصغرى الاعتياديّة في تقدير معلمات النّموذج بعد أن تُرثَّب القيم الخاصة بمتغير الاستجابة والمتغير التّوضيحي بدءاً من أول مجموعة بيانات مقطعيّة، وهذا وبحجم مشاهدات مقداره ($N*T$).

ويفترض في هذا النموذج تجانس تباين الخطأ العشوائي بين الوحدات المدروسة، فضلاً عن أن القيمة المتوقعة لحد الخطأ العشوائي يجب أن تساوي صفرًا، وأيضاً عدم الارتباط الذاتي بين حدود الخطأ العشوائي؛ بمعنى أن التغير المشترك يجب أن يساوي صفرًا (الجوري، والبدري، 2017).

2- نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effect Model): في نموذج التأثيرات الثابتة يكون الهدف هو معرفة سلوك كل مجموعة بيانات مقطعيّة على حدة من خلال جعل معلمة القطع β_0 تتفاوت من مجموعة إلى أخرى مع بقاء معاملات الميل β_j ثابتة لكل مجموعة بيانات مقطعيّة (أي سوف نتعامل مع حالة عدم التّجانس في التّباين بين المجاميع)، وعليه فإن نموذج التأثيرات الثابتة يكون بالصيغة الآتية (Tsounis & Vlachvei, 2018):

$$y_{it} = \beta_{0(i)} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{j(it)} + \varepsilon_{it} \quad I=1, 2, 3, \dots, N \quad t=1, 2, 3, \dots, T$$

حيث إن $\varepsilon_{it} = \sigma_{\varepsilon}^2$ ، ويقصد بمصطلح التأثيرات الثابتة بأن المعلمة β_0 لكل مجموعة بيانات مقطعيّة لا تتغير خلال الزمن (time invariate)، وإنما يكون التغيير فقط في مجاميع البيانات المقطعيّة (Gujarati, 2003). ولغرض تقدير معلمات النموذج والسماح لمعلمة القطع β_0 بالتغيّر بين المجاميع المقطعيّة عادةً ما تُستخدم متغيرات وهميّة بقدر $(N-1)$ ، لكي نتجنب حالة التعدديّة الخطّيّة التّامة (Greene, 2012)، ثم تُستخدم طريقة المربعات الصغرى الاعتياديّة. ويتطلّق على نموذج التأثيرات الثابتة اسم نموذج المربعات الصغرى للمتغيرات الوهميّة (Least Squares Dummy Variable Model)، وبعد إضافة المتغيرات الوهميّة D يصبح النموذج كالتالي:

$$y_{it} = \alpha_1 + \sum_{d=2}^N \alpha_d D_d + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{j(it)} + \varepsilon_{it} \quad I=1, 2, 3, \dots, N \quad t=1, 2, 3, \dots, T$$

حيث يمثّل المقدار $\alpha_1 + \sum_{d=2}^N \alpha_d D_d$ التغيير في المجاميع المقطعيّة لمعلمة القطع β_0 ، ويمكن كتابة النموذج بعد حذف α_1 بالشكل التالي (Gujarati, 2003):

$$y_{it} = \sum_{d=2}^N \alpha_d D_d + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{j(it)} + \varepsilon_{it} \quad I=1, 2, 3, \dots, N \quad t=1, 2, 3, \dots, T$$

3- نموذج التأثيرات العشوائية:

في نموذج التأثيرات الثابتة يكون حد الخطأ ε_{it} ذا توزيع طبيعي، بوسط حسابي مقداره صفر وتبين يساوي σ_{ε}^2 ، ولكي تكون معلمات نموذج التأثيرات الثابتة صحيحةً وغير متحيزة؛ عادةً ما يفترض بأن تباين الخطأ ثابت (متجانس) لجميع المشاهدات المقطعيّة، وليس هناك أي ارتباط ذاتي خلال الزمن بين كل مجموعة من مجاميع المشاهدات المقطعيّة في فترة زمنيّة محددة.

يُعد نموذج التأثيرات العشوائية نموذجاً ملائماً في حالة وجود خلل في إحدى الفروض المذكورة أعلاه في نموذج التأثيرات الثابتة (Gujarati, 2011)، وفي نموذج التأثيرات العشوائية سوف يُعامل مُعامل القطع $\beta_{0(i)}$ كمتغير عشوائي له مُعدل مقداره μ أي:

$$\beta_{0(i)} = \mu + \nu_i \quad i=1, 2, \dots, N$$

ويأخذ نموذج التأثيرات العشوائية الشكل الآتي:

$$y_{it} = \mu + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{(it)} + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad I=1, 2, 3, \dots, N \quad t=1, 2, 3, \dots, T$$

حيث إن ν_i يمثل حد الخطأ في مجموعة البيانات المقطعيّة i . ويُطلق على نموذج التأثيرات العشوائية أحياناً نموذج مكونات الخطأ (Error Components Model)، وذلك لاحتواء النموذج مركّبين للخطأ ν_i و ε_{it} ، كما يمتلك نموذج التأثيرات العشوائية خواصاً منها $E(\varepsilon_{it})=0$ ، و $\text{var}(\varepsilon_{it})=\sigma^2_\varepsilon$ ، و $\text{var}(\nu_i)=\sigma^2_\nu$ ، $E(\nu_i)=0$.

ليكن لدينا حد الخطأ المركّب الآتي:

$$W_{it} = v_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{حيث إن: } \text{var}(W_{it})=\sigma^2_\nu+\sigma^2_\varepsilon, E(W_{it})=0$$

تفشل طريقة المرّبعات الصّغرى الاعتياديّة في تقدير معلمات نموذج التأثيرات العشوائية؛ كونها تعطي مقدّرات غير كفؤة، ولها أخطاء قياسية غير صحيحة، مما يؤثّر في اختيار المعلمات كون التّباين المشترك W_{it} و W_{is} لا يساوي الصّفر أي:

$$\text{Cov}(W_{it}, W_{is})=\sigma^2_\nu \neq 0 \quad t \neq s$$

ولغرض تقدير معلمات نموذج التأثيرات العشوائية بشكلٍ صحيح؛ عادةً ما تُستخدم طريقة المرّبعات الصّغرى المعمّمة (Generalized Least Squares) (Greene, 2012).

2.3 أساليب اختيار النموذج الملائم لبيانات السلاسل الزمنية المقطعيّة:

لغرض تحديد النموذج المناسب لبيانات السلاسل الزمنية المقطعيّة سُيُعتمد على أسلوبين (مجيد، 2017):

الأول: هو أسلوب الاختيار بين نموذج الانحدار التّجاري ونموذج التأثيرات الثابتة.

الثاني: هو أسلوب الاختيار بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية.

يستخدم الأسلوب الأول اختبار F المقيد وبالصيغة الآتية (الجبوري، والبدري، 2017):

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{(R_{FEM}^2 - R_{PM}^2) / (N-1)}{(1-R_{FEM}^2) / (NT-N-K)}$$

حيث إنَّ:

K : هي عدد المعلمات المقدرة، R_{FEM} : معامل التَّحديد عند استخدام نموذج التَّأثيرات الثَّابت، R_{PM} : معامل التَّحديد عند استخدام نموذج الانحدار التَّجمعي.

ثمَّ تُقارن قيمة F المحسوبة أكبر أو مساوية لقيمة الجدولية، (أو إذا كانت قيمة P -value أقلَّ من أو تساوي 0.05)؛ عندئِذٍ فإنَّ نموذج التَّأثيرات الثَّابتة هو الملائم لبيانات الدراسة (Hausman, 1978). بعد اختبار نموذج التَّأثيرات الثَّابتة بوصفه نموذجاً ملائماً، نقوم بالاختيار بينه وبين نموذج التَّأثيرات العشوائية لتحديد النَّموذج النَّهائي الملائم لبيانات الدراسة من خلال استخدام اختبار (H)، Hausman (H)، حيث تكون فرضيَّة عدم بالشكل الآتي:

H_0 : نموذج التَّأثيرات العشوائية هو النَّموذج الملائم.

H_1 : نموذج التَّأثيرات الثَّابتة هو النَّموذج الملائم.

وتكون صيغة الاختبار بالصيغة الآتية:

$$H = (\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM})' [\text{var}(\hat{\beta}_{FEM}) - \text{var}(\hat{\beta}_{REM})]^{-1} (\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM})$$

حيث إنَّ $\text{var}(\hat{\beta}_{FEM})$ هو متجه التَّباين لمعلمات التَّأثيرات الثَّابتة و $\text{var}(\hat{\beta}_{REM})$ هو متجه التَّباين لمعلمات التَّأثيرات العشوائية، وتُخضع هذه الإحصائية لتوزيع مربع كاي وبدرجة حرية مقدارها K ، ويكون نموذج التَّأثيرات الثَّابتة هو النَّموذج الملائم، إذا كانت قيمة الإحصائية أكبرَ من قيمة مربع كاي (التميمي، وحميد، 2016).

رابعاً: التَّحليل القياسي ونماذج الدراسة:

لدراسة أثر العملات المشفرة على أداء سوق الأوراق المالية لدول مجلس التعاون الخليجي، تمَّ استخدام النَّموذج التالي:

$$LY_{it} = \beta_0 + \beta_1 LX1_{it} + \beta_2 LX2_{it} + \beta_3 X3_{it} + \beta_4 LX4_{it} + \beta_5 X5_{it} + \beta_6 LX6_{it} + \beta_7 LX7_{it} + \beta_8 X8_{it} + \beta_9 X9_{it} + \beta_{10} LX10_{it} + \epsilon$$

حيث أنَّ:

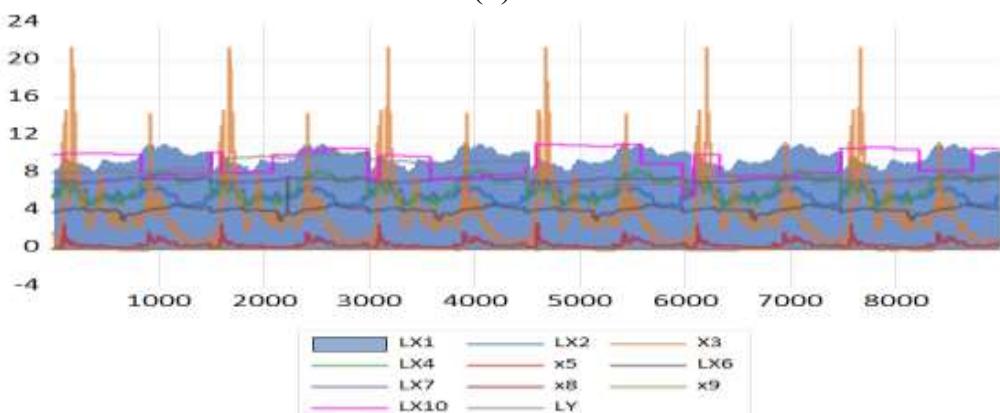
$LX1_{it}$: اللوغاريتم الطبيعي لأسعار عملة الـ (Bitcoin)، $LX2_{it}$: اللوغاريتم الطبيعي لأسعار عملة الـ (EOS)، $X3_{it}$: أسعار عملة الـ (Bitcoin_Cash) $LX4_{it}$: اللوغاريتم الطبيعي لأسعار عملة الـ (Ethereum)، $X5_{it}$: أسعار عملة الـ (XRP)، $LX6_{it}$: اللوغاريتم الطبيعي لأسعار النفط (Brent)، $LX7_{it}$: اللوغاريتم الطبيعي لأسعار الذهب (Gold Future)، $X8_{it}$: معدل التضخم، $X9_{it}$: سعر الفائدة، $LX10_{it}$: اللوغاريتم الطبيعي لنصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، LY_{it} : اللوغاريتم

ال الطبيعي لمؤشر إغلاق أسعار الأسهم لدول مجلس التعاون الخليجي، $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \dots, \beta_{10}$ ، $\beta_7, \beta_8, \beta_9, \beta_{10}$: معاملات المُموج، ϵ : الخطأ العشوائي.

1.4 تحليل نتائج نموذج أثر العملات المشفرة على أداء سوق الأسهم في دول مجلس التعاون الخليجي وفق منهجية (Panel Data): تهدف هذه الدراسة إلى التحقق من العلاقة بين العملات المشفرة وأداء سوق الأوراق المالية في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة الزمنية (2017/3/8-2023/9/11) باستخدام بيانات يومية بواقع (8964) مشاهدة. تم جمع البيانات المتعلقة بدول العينة من الموقع الرسمي للبنك الدولي والموقع الرسمي (Investing. com). اعتمدت الدراسة الحالية على استخدام التحليل الكمي عن طريق استخدام منهجية (Panel Data)، حيث تم استخدام بيانات سلسلة مقطعيّة عبر الزمن (Panel Data)، وتم اختبار النماذج القياسيّة باستخدام البرنامج الإحصائي MATLAB، وكذلك برنامج Eviews13.

إن الخطوة الأولى في عملية تحليل السلاسل الزمنية هو رسم مشاهدات المتغيرات لمعرفة الاتجاه العام لها. حيث تعتبر استقرارية المتغيرات المدروسة، كل منها على حدة، شرطاً لازماً من أجل إجراء الدراسة القياسيّة. والرسم البياني المبين في الشكل (1) يبيّن الخصائص المهمة للسلاسل الزمنية المدروسة، حيث يلاحظ من الشكل (1) أنها شبه مستقرة ولتأكيد ذلك أو نفيه يتطلب الأمر إجراء الاختبارات الخاصة باستقرار السلاسل الزمنية.

الشكل (1)



المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13

2.4 تحليل وصفي للمتغيرات المدروسة:

تم استخدام إحصائية Jarque-Bear، لاختبار توزُّع البيانات فيما إذا كانت هذه البيانات تتبع التوزيع الطبيعي أم لا. وذلك من خلال البرنامج الإحصائي Eviews13، حيث إن القيمة المعيارية لهذا الاختبار هي (5.99)، وبالتالي تتبع البيانات التوزيع الطبيعي، إذا كانت إحصائية \leq Jarque-Bear) (5.99) و كذلك $\text{Probability} < 0.05$ ، كما هو موضّح بالجدول (1) فإن قيمة (Jarque-Bear) لجميع

المتغيرات المدروسة هي أكبر من (5.99) وكذلك قيمة الاحتمالية هي أصغر من (0.05)، وبالتالي لا تتبع هذه المتغيرات التوزيع الطبيعي.

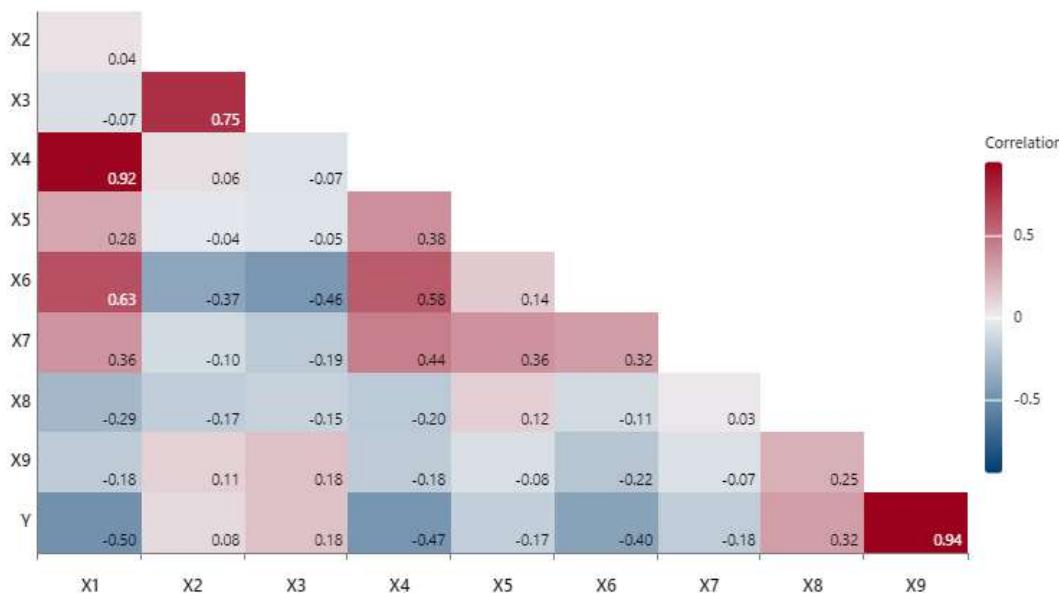
الجدول (1) اختبار التوزيع الطبيعي لمتغيرات الدراسة

variables	LX1 _{it}	LX2 _{it}	X3 _{it}	LX4 _{it}	X5 _{it}	LX6 _{it}	LX7 _{it}	X8 _{it}	X9 _{it}	LX10 _{it}	LY _{it}
Mean	9.583	5.784	3.725	6.495	0.501	4.211	7.377	0.011	0.025	9.275	8.223
Median	9.371	5.722	2.8965	6.4231	0.3944	4.2378	7.4511	0.0110	0.0250	9.859	8.112
Maximum	11.12	8.2184	21.417	8.4781	2.7800	7.5443	7.6350	0.0700	0.0650	11.11	10.23
Minimum	7.940	4.3925	0.4941	4.4393	0.1360	2.9616	7.0766	-0.0500	0.0015	5.674	6.364
Std. Dev.	0.818	0.7500	2.9097	1.1209	0.3302	0.2939	0.1679	0.0255	0.0151	1.327	1.071
Skewness	0.109	0.398	1.969	0.021	2.114	-0.746	-0.3466	-0.0694	0.6083	-0.183	0.224
Kurtosis	1.856	2.700	8.3935	1.587	9.897	6.533	1.547	2.645	2.567	1.745	1.859
Jarque-B	506.0	271.2	16659	746.07	24446	5494	967.56	54.22	622.98	638.1	560.9
Pro.	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Obs.	8964	8964	8964	8964	8964	1627	8964	8964	8964	8964	8964

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

3.4 مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المدروسة: يبين الجدول (2) مصفوفة الارتباط بين المتغيرات التي تضمنها نموذج الدراسة، حيث يتضح وجود علاقة ارتباط موجبة وضعيفة بين المتغير التابع (Y_{it}) والمتغيرات المستقلة التالية: (X_{2it} , X_{3it} , X_{8it}) في حين كانت هناك علاقة سلبية وضعيفة بين المتغير التابع (Y_{it}) والمتغيرات المستقلة التالية (X_{4it} , X_{10it} , X_{1it} , X_{5it} , X_{6it} , X_{7it}). في حين كانت هناك علاقة ارتباط موجبة وقوية بين المتغيرين (X_{9it} , Y_{it}), حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين المتغيرين السابقين (0.94)، كذلك كانت هناك علاقة ارتباط موجبة وقوية بين المتغيرين (X_{1it} , X_{4it}) حيث بلغت قيمة معامل الارتباط (0.92)، كذلك كانت هناك علاقة ارتباط موجبة وحيدة بين المتغيرين (X_{3it} , X_{2it}) حيث بلغت قيمة معامل الارتباط (0.75)، في حين بلغت قيمة معامل الارتباط (0.58)، بين المتغيرين (X_{6it} , X_{4it}). في حين كانت العلاقة بين باقي المتغيرات المستقلة والتفسيرية المضمنة بالنموذج ضعيفة تتراوح بين الموجبة والسلبية كما هو موضح في الجدول (2).

الجدول (2) مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المضمنة في نموذج الدراسة



المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي .MATLAB

4.4 اختبار جذر الوحدة: شهدت السنوات الأخيرة اهتماماً كبيراً في مجال الاقتصاد القياسي، ولا سيما دراسة الاستقرارية ودراسة علاقات التكامل المشترك على بيانات البانل، وتفوق اختبارات جذر الوحدة لبيانات البانل على اختبارات جذر الوحدة للسلالس الزمنية الفردية؛ نظراً لتضمنها محتوى معلوماتي مقطعي و زمني معاً، يقود إلى نتائج أكثر دقةً من اختبارات السلالس الزمنية الفردية.

يستخدم اختبار جذر (Unit Root) لقياس سكون البيانات المقطعيّة عبر الزمن محل الدراسة، وهناك العديد من الاختبارات منها (Levin, Lin and Chu (2002), Hanis and Tzavalis (1999), Breitung (2003), Fisher-type, Im, Pesaram and Shin (2003), Hadri (2000) [16]) فإذا كانت القيمة الاحتمالية (P-Value) أكبر من 5%， بالنسبة لجميع الاختبارات المذكورة آنفًا باستثناء اختبار (Hadri)، عندها لا يمكن رفض الفرضية الصفرية، بمعنى أنَّ البيانات غير ساكنة، وتحتوي جذر الوحدة، والعكس صحيح في حال كانت القيمة الاحتمالية (P-Value) أصغر من 5%， وسنكتفي في هذه الدراسة بثلاثة اختبارات هي: Levin, Lin and Chu (2002), Fisher-type, Im, Pesaram and Shin (2003) (2002).

ويبيّن الجدول (3) نتائج اختبار جذر الوحدة باستخدام الاختبارات الثلاثة (LLC, IPS, ADF) للمتغيرات المدروسة عند مستوى دلالة (0.05). حيث تبيّن أنَّ قيمة (P-Value) أصغر من 5%， عند المستوى (Level)، للمتغيرات التالية: (X3_{it} , X5_{it} , LY_{it}) وعليه نرفض الفرضية الصفرية (H₀) للمتغيرات السابقة والتي تنص على أن بيانات البانل للمتغيرات (X3_{it} , X5_{it} , LY_{it}) لها جذر وحدة

وغير مستقرة، ونقبل الفرضية البديلة (H_1)، أما بالنسبة لباقي المتغيرات المدروسة تبين أنَّ قيمة (P-Value) أكبر من 5%， عند المستوى (Level)، وبذلك لا يمكن رفض الفرضية الصفرية التي تتضمن على أنَّ البيانات تحتوي على جذر الوحدة، مما يعني أنَّ البيانات غير ساكنة عند المستوى. وعندأخذ الفروق الأولى للمتغيرات: ($LX1_{it}$, $LX2_{it}$, $LX4_{it}$, $LX6_{it}$, $LX7_{it}$, $X8_{it}$, $X9_{it}$ $LX10_{it}$) تبين أنَّ قيمة (P-Value) أصبحت أصغر من 5%， مما يعني أنَّ المتغيرات السابقة أصبحت ساكنة، وبالتالي فهي متكاملة من الدرجة الأولى (I~1)، الأمر الذي يعني وجود تكاملٍ مشتركٍ بين المتغيرات المدروسة.

الجدول (3) نتائج اختبارات LLC, IPS, ADF لدراسة استقرارية متغيرات الدراسة

حيث تمثل القيم بين قوسين () إحصائية (Statistic)، في حين تمثل القيم بين [] قيمة الاحتمالية Probability

درجة التكامل	الفروق الأولى		المستوى		نوع الاختبار	المتغير
	قاطع واتجاه عام	قاطع	قاطع واتجاه عام	قاطع		
I~(1)	(-54.835) [0.00]	(-38.585) [0.00]	(-1.225) [0.110]	(-1.545) [0.061]	LLC	LX1 _{it}
	(-45.204) [0.00]	(-42.571) [0.00]	(-0.65768) [0.2554]	(-0.759) [0.2238]	IPS	
	(1281.40) [0.00]	(1025.2) [0.00]	(14.3795) [0.2771]	(11.0933) [0.5209]	ADF	
I~(1)	(-50.6065) [0.00]	(-35.768) [0.00]	(-1.45082) [0.0734]	(-0.0925) [0.4631]	LLC	LX2 _{it}
	(-45.4186) [0.00]	(-42.804) [0.00]	(-2.21099) [0.0135]	(-1.8395) [0.0329]	IPS	
	(1289.51) [0.00]	(1030.29) [0.00]	(20.7374) [0.0544]	(18.0949) [0.1128]	ADF	
I~(0)	(-55.5578) [0.00]	(-39.262) [0.00]	(-2.55640) [0.0053]	(-0.6212) [0.2672]	LLC	X3 _{it}
	(-45.9132) [0.00]	(-43.246) [0.00]	(-6.12088) [0.00]	(-4.9192) [0.00]	IPS	
	(1308.15) [0.00]	(1039.28) [0.00]	(61.4427) [0.00]	(48.892) [0.00]	ADF	
I~(1)	(-57.5516) [0.00]	(-40.576) [0.00]	(-1.76582) [0.0387]	(-0.0678) [0.4729]	LLC	LX4 _{it}
	(-45.0023) [0.00]	(-42.404) [0.00]	(0.48166) [0.6850]	(0.88800) [0.8127]	IPS	
	(1273.67) [0.00]	(1021.54) [0.00]	(8.00060) [0.7851]	(4.58930) [0.9703]	ADF	
I~(0)	(-33.5618) [0.00]	(-23.736) [0.00]	(-2.83411) [0.00]	(-2.0250) [0.0214]	LLC	X5 _{it}
	(-43.5328) [0.00]	(-41.117) [0.00]	(-6.89212) [0.00]	(-7.9703) [0.00]	IPS	
	(1217.02) [0.00]	(988.731) [0.00]	(72.0517) [0.00]	(95.4358) [0.00]	ADF	
I~(1)	(-41.4809) [0.00]	(-29.263) [0.00]	(0.71225) [0.7618]	(0.41892) [0.6624]	LLC	LX6 _{it}
	(-50.6056) [0.00]	(-47.511) [0.00]	(0.50987) [0.6949]	(-0.9163) [0.1797]	IPS	
	(1346.59) [0.00]	(1064.87) [0.00]	(8.24356) [0.7658]	(13.8635) [0.3095]	ADF	
I~(1)	(-38.2395) [0.00]	(-27.039) [0.00]	(0.46482) [0.6790]	(-0.2628) [0.3963]	LLC	LX7 _{it}
	(-53.6560) [0.00]	(-50.266) [0.00]	(1.08313) [0.8606]	(1.50377) [0.9337]	IPS	
	(1539.75) [0.00]	(1164.37) [0.00]	(4.85740) [0.8606]	(3.28468) [0.9932]	ADF	

I~(1)	(-76.8242) [0.00]	(-54.320) [0.00]	(-0.20157) [0.4201]	(0.13606) [0.5541]	LLC	X8 _{it}
	(-46.5853) [0.00]	(-43.877) [0.00]	(0.48470) [0.6861]	(-0.0259) [0.5325]	IPS	
	(1333.97) [0.00]	(1054.04) [0.00]	(8.47545) [0.7470]	(11.2695) [0.4896]	ADF	
I~(1)	(-77.8466) [0.00]	(-38.549) [0.00]	(6.51252) [1.0000]	(5.55046) [1.0000]	LLC	X9 _{it}
	(-47.2955) [0.00]	(-31.152) [0.00]	(6.60047) [1.0000]	(4.85816) [1.0000]	IPS	
	(1360.83) [0.00]	(528.918) [0.00]	(3.61949) [0.9894]	(5.74105) [0.9286]	ADF	
I~(1)	(-76.9624) [0.00]	(-31.356) [0.00]	(-2.19990) [0.0139]	(-0.2187) [0.4134]	LLC	LX10 _{it}
	(-46.6797) [0.00]	(-25.328) [0.00]	(-0.96476) [0.1673]	(-0.5774) [0.2818]	IPS	
	(1337.55) [0.00]	(351.289) [0.00]	(15.2348) [0.2288]	(12.931) [0.3741]	ADF	
I~(0)	(-51.2676) [0.00]	(-36.128) [0.00]	(-2.18003) [0.01]	(-0.4843) [0.3141]	LLC	LY _{it}
	(-42.3733) [0.00]	(-39.942) [0.00]	(-6.31302) [0.00]	(-4.3436) [0.00]	IPS	
	(1172.40) [0.00]	(958.971) [0.00]	(189.555) [0.00]	(118.271) [0.00]	ADF	

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

3.5 تقيير العلاقة بين العملات المشفرة وأداء سوق الأوراق المالية في دول مجلس التعاون الخليجي وفق نماذج السلاسل الزمنية المقطعيّة (Panel data): حيث يتم التقيير باستخدام نماذج السلاسل الزمنية المقطعيّة الثلاثة: وهي نموذج الانحدار التّجاريّ PRM، ونموذج التّأثيرات الثابتة FEM، ونموذج التّأثيرات العشوائية REM، وعليه يمكن تلخيص نتائج التقيير بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews13، كما هو مبيّن بالجدول (4).

الجدول (4) تقيير العلاقة بين بين العملات المشفرة وأداء سوق الأوراق المالية في دول مجلس التعاون الخليجي وفق نماذج السلاسل الزمنية المقطعيّة (Panel data)

Dependent variable: LY_{it}		Pooled Regression Model	Fixed Effects Model	Random Effects Model
Independent variables				
Intercept		10.08332	25.39767	13.41616
Prob.		0.0000	0.0000	0.0000
DLX1 _{it}	Coefficient	0.026600	0.185258	0.185251
	T-statistics	0.601220	17.43202	19.00364
	Prob.	0.5477	0.0000	0.0000
DLX2 _{it}	Coefficient	-0.335506	-0.211933	-0.211938
	T-statistics	-11.15487	-29.03979	-31.65999
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
X3 _{it}	Coefficient	0.045989	0.016885	0.016887
	T-statistics	7.226426	11.05939	12.05775
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
DLX4 _{it}	Coefficient	-0.050786	-0.017919	-0.017919
	T-statistics	-1.597360	-2.350012	-2.561966
	Prob.	0.1102	0.0188	0.0104
X5 _{it}	Coefficient	0.051722	0.002785	0.002787
	T-statistics	0.931406	0.210269	0.229373
	Prob.	0.3517	0.8335	0.8186

DL6 _{it}	Coefficient	0.271960	0.206702	0.206707
	T-statistics	4.558388	14.44080	15.74373
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
DLX7 _{it}	Coefficient	-0.153679	-0.076570	-0.076575
	T-statistics	-0.979495	-2.043550	-2.227997
	Prob.	0.3274	0.0000	0.0259
DX8 _{it}	Coefficient	7.977646	1.052650	1.052796
	T-statistics	15.59827	8.371574	9.127945
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
DX9 _{it}	Coefficient	-15.73856	-0.699392	-0.699999
	T-statistics	-18.39662	-2.963775	-3.233922
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
DLX10 _{it}	Coefficient	-0.159254	0.030745	0.030737
	T-statistics	-18.53472	12.01530	13.09566
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
Pooled Regression Model				
R-squared	0.147213	Mean dependent var	0.147213	
Adjusted R-squared	0.146260	S.D. dependent var	0.146260	
S.E. of regression	0.990563	Akaike info criterion	0.990563	
Sum squared resid	8778.935	Schwarz criterion	8778.935	
Log likelihood	-12620.41	Hannan-Quinn criter.	-12620.41	
F-statistic	154.4481	Durbin-Watson stat	154.4481	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Fixed Effects Model				
R-squared	0.951519	Mean dependent var	8.223098	
Adjusted R-squared	0.951438	S.D. dependent var	1.072061	
S.E. of regression	0.236249	Akaike info criterion	-0.046077	
Sum squared resid	499.0846	Schwarz criterion	-0.033395	
Log likelihood	222.3806	Hannan-Quinn criter.	-0.041761	
F-statistic	11700.05	Durbin-Watson stat	0.033221	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Random Effects Model				
R-squared	0.417607	Mean dependent var	0.040437	
Adjusted R-squared	0.416956	S.D. dependent var	0.309384	
S.E. of regression	0.236237	Sum squared resid	499.3144	
F-statistic	641.5488	Durbin-Watson stat	0.033206	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews 13.

يُوضح من الجدول أعلاه أنَّ القيم الاحتمالية الكلية للنماذج الثلاثة (PRM, FEM, REM)، أقلُّ من (0.05) حيث بلغت قيمة (Prob(F-statistic) = 0.000) وهذا يدلُّ على أنَّ النماذج مقبولةً إحصائياً. أمَّا فيما يتعلَّق بالمعاملات (Coefficients) للمعلمات الجزئية فقد كانت إشارة المتغيرات التالية: (DLX2_{it}, DLX4_{it}, DLX7_{it}, DX9_{it}) سالبة في النماذج الثلاثة، مما يدلُّ على وجود علاقة عكسية بين هذه المتغيرات والمتغير التابع (LY_{it}) أمَّا فيما يتعلَّق بالمتغير (DLX10_{it}) فقد كان سالباً في نموذج الانحدار التَّجَمِيعِي PRM، وموجاً في نموذج التَّأثِيرات الثَّابِتَة FEM، ونموذج التَّأثِيرات العشوائية REM، أمَّا بالنسبة لباقي المتغيرات (DLX1_{it}, X3_{it}, X5_{it}, DLX6_{it}, DX8_{it})، فقد كانت موجبة في النماذج الثلاثة مما يدلُّ على وجود علاقة طردية بين هذه المتغيرات والمتغير التابع (LY_{it}). أمَّا فيما يتعلَّق بالمعنىَة بالنسبة لنموذج الانحدار التَّجَمِيعِي PRM، فقد كانت القيم الاحتمالية للمتغيرات التالية: (DLX1_{it}, DLX4_{it}, X5_{it}, DLX7_{it}) غير معنوية فقد بلغت الاحتمالية أكبر من 0.05، أمَّا

بالنسبة للمتغيرات الأخرى (DLX2_{it}, X3_{it}, DLX6_{it}, DX8_{it}, DX9_{it}, DLX10_{it}) فقد كانت معنوية، حيث كانت قيمة الاحتمالية أقل من 0.05. أما فيما يتعلق بالقيم الاحتمالية للمعلمات الجزئية فقد كانت أقل من 0.05، لجميع المتغيرات المدرجة في نموذج التأثيرات الثابتة FEM ونموذج التأثيرات العشوائية REM، باستثناء المتغير (X5_{it}) فقد كانت قيمة الاحتمالية أكبر من 0.05.

أما فيما يتعلق بمعامل التحديد المعدل (Adjusted R-squared) فقد بلغت قيمته في نموذج الانحدار التجميعي (Pooled Regression Model) 14.72%， أي إن العوامل المضمنة في هذا النموذج تغطي ما قيمته 14.72%， من التغييرات الحاصلة في المتغير التابع (LY_{it})، في حين بلغت قيمة (Adjusted R-squared) في نموذج الآثار الثابتة 95.14%， هذا يعني أن العوامل المضمنة في نموذج التأثيرات الثابتة FEM تغطي ما قيمته 95.14% من التغييرات الحاصلة في المتغير التابع (LY_{it})، وأخيراً وفقاً لنموذج الآثار العشوائية فقد بلغت قيمة معامل التحديد المعدل (Adjusted R-squared) 41.69%， الأمر الذي يفسر أيضاً بأن 41.69% من التغييرات الحاصلة في المتغير التابع (LY_{it}) يمكن إرجاعها إلى المتغيرات المستقلة المضمنة في نموذج التأثيرات العشوائية REM.

أما فيما يتعلق بقيمة F فقد كانت في النماذج الثلاثة أكبر من 1.96 وقيمتهما الاحتمالية أصغر من (0.05)، الأمر الذي يدل على سلامة النماذج المدروسة.

6.4 اختبار (Brusch and Pegan LM test) للتفضيل بين نموذج الآثار الثابتة والنموذج التجميعي: في النموذج القياسي لقياس أثر العملات المشفرة في أداء سوق الأسهم لدول مجلس التعاون الخليجي، وعند إجراء اختبار (Brusch and Pegan LM test)، تبين أن قيمة (P-Value= 0.00%)، وهي أقل من 5%， مما يعني رفض الفرضية الصفرية التي تنص على أن النموذج الأنسب هو النموذج التجميعي (Pooled)، وبالتالي يكون استخدام نموذج الآثار الثابتة هو الأنسب.

7.4 اختبار (Hausman) للتفضيل بين نموذج الآثار العشوائية ونموذج الآثار الثابتة:

عند إجراء اختبار Hausman، تبين أن قيمة (P-Value= 0.00)، وهي أصغر من 5%， مما يعني رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة التي تنص على أن النموذج الأنسب هو نموذج الآثار الثابتة.

خامساً: النتائج والتوصيات:

1.5 النتائج: بعد إجراء الدراسة القياسية بين المتغيرات التي تضمنها نموذج الدراسة، تم التوصل من خلال التحليلي القياسي إلى النتائج التالية:

1. بينت نتائج اختبار (Jarque-Bear) أن المتغيرات المدروسة لا تتبع التوزيع الطبيعي عند مستوى الدلالة المفروض (0.05).

2. بينت نتائج اختبارات السكون (اختبارات جذر الوحدة) أن أغلب المتغيرات المدروسة غير مستقرة عند المستوى وأصبحت مستقرة عند الفروق الأولى باستخدام اختبارات (LLC, IPS, ADF)، وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية بأن أغلب المتغيرات الاقتصادية غير مستقرة عند المستوى.

3. وجود علاقة عكسية بين المتغيرات (LY_{it}) والمتغير التابع ($DLX2_{it}$, $DLX4_{it}$, $DLX7_{it}$, $DX9_{it}$) في نماذج (Panel Data) الثلاثة، في حين توجد علاقة طردية بين المتغيرات التالية: ($DLX1_{it}$, $X3_{it}$, $X5_{it}$, $DLX6_{it}$, $DX8_{it}$, $DLX10_{it}$) فتوجد علاقة عكسية بينه وبين المتغير التابع في النماذج الثلاثة، أما فيما يتعلق بالمتغير (PRM)، فتوجد علاقة طردية بينه وبين المتغير التابع في نموذج الانحدار التجميعي (REM)، وعلاقة طردية بينهما في نموذج التأثيرات الثابتة (FEM)، ونموذج التأثيرات العشوائية (REM).

4. فيما يتعلق بالمعنى بال بالنسبة لنموذج الانحدار التجميعي (PRM)، فقد كانت القيم الاحتمالية للمتغيرات التالية: ($DLX1_{it}$, $DLX4_{it}$, $X5_{it}$, $DLX7_{it}$) غير معنوية فقد بلغت الاحتمالية أكبر من 0.05، أما بالنسبة للمتغيرات الأخرى ($DLX2_{it}$, $X3_{it}$, $DLX6_{it}$, $DX8_{it}$, $DX9_{it}$, $DLX10_{it}$) فقد كانت معنوية، حيث كانت قيمة الاحتمالية أقل من 0.05. أما فيما يتعلق بالقيم الاحتمالية للمعلمات الجزئية فقد كانت أقل من 0.05، لجميع المتغيرات المدرجة في نموذج التأثيرات الثابتة (FEM) ونموذج التأثيرات العشوائية (REM)، باستثناء المتغير ($X5_{it}$) فقد كانت قيمة الاحتمالية أكبر من 0.05.

5. بينت نتائج اختبار (Brusch and Pegan LM test) للفضيل بين نموذج الآثار الثابتة والمودع التجميعي رفض الفرضية الصفرية التي تنص على أن النموذج الأنسب هو النموذج التجميعي (Pooled)، وبالتالي يكون استخدام نموذج الآثار الثابتة (FEM) هو الأنسب.

6. وفقاً لنتائج (Hausman) للفضيل بين نموذج الآثار العشوائية ونموذج الآثار الثابتة تم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة التي تنص على أن النموذج الأنسب هو نموذج الآثار الثابتة (FEM).

2.5 التوصيات: توصي هذه الدراسة بما يلي:

1. إجراء الدراسة على عينة أخرى من الدول العربية لإظهار ما إذا كان هناك اختلاف بين النتائج التي توصلت إليها الدراسة الحالية بين العملات المشفرة وأداء أسواق الأوراق المالية من منطقة جغرافية لأخرى.

2. إيلاء أهمية أكبر لسوق العملات المشفرة باعتبارها ملاذ آمن للاستثمار وفق ما أثبتته العديد من الدراسات الأجنبية خلال جائحة كورونا وال الحرب الروسية - الأوكرانية، لذلك يتوجب على الحكومات إعطائها أهمية أكبر لسوق هذه العملات.

3. على الجهات الأكاديمية وبالخصوص اختصاصات المالية والمصرفية إعطاء المزيد من الندوات والدورات فيما يتعلق بالعملات المشفرة وأالية الاستثمار فيها باعتبارها بديل استثماري.

المراجع:**المراجع العربية:**

1. سرور، هبة محمد. (2022). دراسة مقارنة للعلاقة بين تقلبات أسعار العملات الرقمية وقيم مؤشرات أسواق الأوراق المالية - بالتطبيق على منطقة شمال إفريقيا والشرط الأوسط (MENA)، مجلة التجارة والتمويل، العدد 3، ص ص 395-421.
2. الجمال، زكريا. (2012). اختيار التمودج في نماذج البيانات الطولية الثابتة والعشوانية، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، (21)، ص ص 266-285.
3. الجبوري، ياسمين، والبدري، باسم. (2017). تطبيق نموذج الجاذبية في التجارة الخارجية (حالة تطبيقية عن الجلود في العراق للفترة 1990-2014)، مجلة العلوم الزراعية العراقية، (4)، ص 1032-1039.
4. مجید، رجاء كامل. (2017). دراسة تطبيقية عن تحليل نماذج البيانات المقطعة الثابتة والعشوانية والمختلطة المقاسة في فترات زمنية محددة، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، العدد 100، المجلد 23، ص ص 542-552.
5. التميمي، زهرة حسن عباس، وحميد، خديجة عدنان. (2016). منهج تحليل متوجه الارتباط الذاتي (VAR) وتصحيح الخطأ (VEC) للبيانات اللوحية (Panel Data) مع حالة تطبيقية: الحسابات القومية لدول مجلس التعاون الخليجي للفترة 1970-2012)، مجلة الاقتصادي الخليجي، العدد 30، كانون الأول، ص ص 1-30.

المراجع الأجنبية:

1. Ampountolas, A., (2023). The Effect of COVID-19 on Cryptocurrencies and the Stock Market Volatility: A Two-Stage DCC-EGARCH Model Analysis, Journal, Risk Financial Manag, 16, 25.
2. Corbet, S., et al., (2022). Cryptocurrency liquidity and volatility interrelationships during the COVID-19 pandemic, Finance Research Letters Volume 45.
3. Özyeşil, M., (2020). Relationship between Popularity and Returns of the Cryptocurrencies: A Panel Data Analysis, The Empirical Economics Letters, Volume 19, Issue 5: ISSN 1681- 8997.
4. Al-Naif, K., (2020). The Relationship between Crypto Currencies and Official Arabian Currencies Exchange Rate, in Academy of Accounting and Financial Studies Journal, Volume 24, Issue 2.
5. Baltagi, B., H., (2005). Econometric Analysis of Panel Data, 3rd ed., John Wiley and Sons, Ltd, West Sussex.
6. Tsounis, N & Vlachvei, A., (2018). Advances in Panel Data Analysis in Applied Economic Research International Conference on Applied Economics (ICOAE), Springer Proceedings in Business and Economics, Macedonia University of Applied Sciences Kastoria, Greece, Springer International Publishing AG, p148.
7. Gujarati, D., (2003). Basic Econometrics, 4th ed. New York: McGraw Hill, pp. 638-640.
8. Greene, W.,H., (2012). Econometrics Analysis, 7th ed., Pearson Education, Inc., NJ.
9. Gujarati D, N. (2011). Econometrics By Example, The Mc Graw –Hill Companies , Inc., New York, USA.
10. Hausman J., (1978)."Specification Test in Econometrics", Econometrics, Vol. 46, pp1251-1271.

A standard study of the impact of cryptocurrencies on stock market performance using Panel Data models - Applied study on GCC countries

Dr: Hussien Atia Al Daaif, Department of Financial and Banking Sciences, Faculty of Economics, University of Al Furat, Academic year: 2023-2024.

Abstract

This study aims to demonstrate the impact of a range of cryptocurrencies and some interpretative variables on the GCC stock indices using Panel Data models through a standard study using daily data from 8/3/2017 - 11/9/2023, with 8,964 views. The standard curriculum was used through the recognition of Panel Data models as well as the use of statistical software (Eviews13) as well as MATLAB. One of the most important findings of this study is the inverse relationship between the two currencies. (Bitcoin_Cash, Ethereum), gold price, interest rate and stock closing price indices, while there is a correlation between Bitcoin, EOS, XRP cryptocurrencies), oil price, inflation and stock closing price indices, also showed test results (Brusch and Pegan LM test) and (Hausman) test showed that the FEM fixed effects model is the most suitable.

Keywords: cryptocurrencies, Pooled regression model PRM, FEM fixed effects model, REM random effects model, stock closing price indices, GCC countries.