



تعليل وقياس العلاقة بين أسعار الذهب وسوق الأسهم في مصر

إعداد

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

مدرس الاقتصاد، كلية التجارة، جامعة بنها

maged.ezzeldeen@fcom.bu.edu.eg

المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية

كلية التجارة – جامعة دمياط

المجلد السابع ــ العدد الأول ــ الجزء الرابع ــ يناير ٢٠٢٦

التوثيق المقترح وفقاً لنظام APA:

عز الدين، ماجد مسعد أبو اليزيد .(٢٠٢٦). تحليل وقياس العلاقة بين أسعار الذهب وسوق الأسهم في مصر، المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية، كلية التجارة، جامعة دمياط، ١(١)٤، ٢٩-٣٨٣

رابط المجلة: /https://cfdj.journals.ekb.eg

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

تحليل وقياس العلاقة بين أسعار الذهب وسوق الأسهم في مصر

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

المُلخص:

هدفت الدراسة الحالية إلى تحليل وقياس العلاقة بين أسعار الذهب العالمية وأسعار الأسهم في مصر خلال الفترة الممتدة من يناير عام ٢٠١٦ وحتى يوليو عام ٢٠٢٠. وقد تم إضافة متغيري الرقم الأساسي لأسعار المستهلكين (CORE - CPI) كمؤشر لمعدل التضخم وسعر صرف الجنيه مقابل الدولار الأمريكي كمتغيرين مُفسرين داخل النموذج، وكذلك دراسة تأثير أزمة كورونا والحرب الروسية الأوكرانية على أسعار الأسهم. وقد اختبرت الدراسة فرضية أساسية مفاداها: وجود علاقة توازنية طويلة وقصيرة الأجل بين أسعار الذهب العالمية ومؤشر أسعار الأسهم في مصر خلال الفترة المُشار إليها باستخدام نموذج (ARDL).

وقد توصلت الدراسة إلى عدم وجود أثر معنوي لتغيرات الأسعار العالمية للذهب والرقم الأساسي لأسعار المستهلكين على أسعار الأسهم المصرية في الآجلين القصير والطويل. في حين كشفت النتائج عن وجود أثر معنوي سالب لتغيرات أسعار الصرف على أسعار الأسهم في الآجلين القصير والطويل. ووجود أثر معنوي سالب لجائحة كورونا والحرب الروسية الأوكرانية على أسعار الأسهم في الأجل الطويل. كما أكدت النتائج أن أهم العوامل المؤثرة معنويًا على أسعار الأسهم في الأجل القصير هي القيم السابقة لأسعار الأسهم أي أسعار الأسهم أي أسعار الأسهم أي أسعار الأسهم في القترات السابقة)، مما يبرر دور المُضاربة في التأثير على أسعار الأسهم. فضلًا عن التأثير السلبي لجائحة كورونا على سوق الأسهم في الأجل القصير. وفي ضوء ذلك، توصي الدراسة بضرورة تعزيز الوعي الاستثماري لدى المتعاملين في سوق الأسهم المصرية بشأن تنويع المحافظ الاستثمارية بين الأصول المختلفة (الأسهم، الذهب، السندات) كآلية لتقليل المخاطر. كما ينبغي على صانعي السياسة الاقتصادية تعزيز كفاءة سوق المال، وضرورة تعزيز استقرار سعر الصرف والحد من تقلبات قيمة العملة المحلية واتباع سياسات فعّالة لإدارته، بما في ذلك زيادة الاحتياطيات الأجنبية وتنويع مصادر التدفقات الدولارية.

الكلمات المفتاحية: أسعار الذهب، سوق الأسهم، جائحة كورونا (COVID-19)، الحرب الروسية الأوكرانية، نموذج (ARDL).

تصنيف G15 ، G11 ، G01 : JEL.

المقدمة

يُعتبر الذهب من أهم الأصول الاقتصادية التي لعبت دورًا محوريًا وبارزًا في تشكيل النظام المالي العالمي الجديد. كما يُعد الذهب مؤشراً هامًا يعكس مُستوى ثقة الأفراد والمستثمرين وكذلك الحكومات والمؤسسات في النظام المالي العالمي والأنظمة الاقتصادية في دول العالم المُختلفة. فضلًا عن كونه عاملًا مؤثرًا في حركة النشاط الاقتصادي، وذلك لندرته ودوره كمخزن للثروة. ولقد برزت أهمية الذهب الاقتصادية مع تطور الأسواق المالية، ليُصبح من أهم الادوات الاستثمارية التي تعكس حركة مؤشرات الاقتصاد الكلي، فهو لا ينطوي على أي مخاطر ائتمانية، وقد شكّل تاريخيًا ملاذًا آمنًا في أوقات تزايد عدم اليقين المالي والجيوسياسي.(FTSE Russell, 2025, P.3)

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

وتُعدّ أسواق الأسهم ركائز أساسية للتوجه نحو الازدهار الاقتصادي والاستدامة طويلة الأجل. وقد اكتسبت دراسة العلاقة بين الأسواق المالية والقطاع الحقيقي أهمية كبيرة في الأدبيات الاقتصادية، نظرًا للدور الذي تلعبه تلك الأسواق في جذب وتوجيه وإعادة تخصيص المدخرات، إلا أن الفترة الحالية تشهد تزايد أهمية المعدن النفيس، خاصة في ظل تصاعد التوترات الجيوسياسية، واستمرار عدم اليقين بشأن التضخم، وعدم استقرار قيمة الدولار الأمريكي، واتجاه أسعار الفائدة نحو الانخفاض، وتطور استراتيجيات البنوك المركزية خاصةً بين مديري الاحتياطيات بهدف تنويع المحافظ المالية وتقليل حجم الأصول المقومة بالدولار. كما أدى الارتباط العالمي بين الاستثمار في الأسهم والسندات إلى إعادة تشكيل قرارات الأفراد للاستثمار في الذهب، واعتباره كملاذ آمن في أوقات الأزمات الاقتصادية والتقلبات السوقية، الأمر الذي يعني أن تغيرات أسعار الذهب قد تؤثر بشكل مباشر وغير المسلسر على أداء الأسوق المالية، وخاصة أسواق الأسهم (Manuel, et al., 2024, P.223).

وتتجه حكومات الدول المتقدمة إلى زيادة مخزونها من الذهب كأداة للتحوط من المخاطر والأزمات المالية والاقتصادية، كما تسعى حكومات الدول النامية - في حال تحسن اقتصادها- إلى زيادة الطلب على الذهب بهدف زيادة مخزونها من هذا المعدن، كما قد تلجأ إلى بيع جزء من هذا المخزون لمواجهة الأزمات الطارئة، مما قد يؤدي في نهاية الأمر إلى حدوث تقلبات في الأسعار المعالمية للذهب صعودًا أو هبوطًا وفقًا لأوضاع الاقتصاد العالمي. (Arslanalp, et al., 2023, P.4)

ونظرًا لصعوبة تحديد متى وإلى أي مدى ستؤثر العوامل والمتغيرات على أسعار الأسهم، فإن الإفصاح عن هذه العوامل قد لا يكون كافيًا في بعض الأحيان، الأمر الذي سيترتب عليه ظهور السلوكيات النفسية بين المستثمرين، مما يؤدي إلى حدوث تقلبات حادة في أسعار الأسهم، وذلك على الرغم من عدم حدوث أي تغيير في ظروف السوق. لذلك، تعتمد التغيرات الحادثة في أسعار الأسهم على العديد من المتغيرات الاقتصادية. وفي ضوء ذلك، تنز ايد أهمية الدراسات التي تبحث في العلاقات بين مختلف مؤشرات الاقتصاد الكلي، بما في ذلك الأسهم، وخاصة في السنوات الثلاث الماضية، عقب أزمة (COVID-19) والحرب الروسية الأوكرانية، التي اتسمت بظهور حالة من عدم اليقين العالمي؛ ومن المرجح أن تؤثر عوامل مثل أسعار الذهب على الأسواق المالية، باعتباره أن الذهب يتمتع بحجم تداول واسعة في تلك الأسواق، مما يؤثر بطبيعة الحال على أسعار الأسهم Kazak, et (2025, P.552).

ولقد أضافت البنوك المركزية في معظم دول العالم خلال الربع الثالث من عام ٢٠٢٢ ما يُقدر بـ ١٠ مليار دولار أمريكي من الذهب إلى محافظ احتياطياتها الدولية. وقد مثّل هذا المقدار أكبر زيادة ربع سنوية في الطلب الرسمي على الذهب منذ ٥٠ عامًا، الأمر الذي أثار الكثير من التساؤلات حول هذه الزيادة الكبيرة، إذ جاءت في ظل انخفاض مستمر في حصة الاحتياطيات العالمية من الذهب، امتد على مدى ما يقرب من أربعة عقود. وفي الواقع، لا تعتبر الزيادة في الطلب الرسمي على الذهب هذه غير مسبوقة كما يُصوَّر أحيانًا، وإنما عكس الذهب، كنسبة من الاحتياطيات الأجنبية الرسمية، انخفاضه السابق الذي حدث قبل أكثر من عشر سنوات، في وقت قريب من الأزمة المالية العالمية إلى المديات الأرمة المالية العالمية إلى (Arslanalp, et al., 2023, P.30)

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

وتجدر الإشارة إلى تقشي فيروس (COVID-19) لأول مرة في الصين في ديسمبر عام ٢٠١٩، وأعلنته منظمة الصحة العالمية جائحةً في ١١ مارس ٢٠٢٠. وقد أثبت الفيروس آثاره المدمرة على استقرار اقتصادات العالم. ولقد اضطرت جميع دول العالم إلى اتخاذ تدابير وقائية، بهدف السيطرة على معدل انتشار الجائحة، والحد من آثارها الاقتصادية السلبية. وقد أثرت الاحتياطات المتخذة للحد من انتشار الوباء سلبًا على اقتصادات الدول، مما أدى إلى حدوث أزمة عالمية. وللتخفيف من آثار هذه الأزمة، سارعت الدول إلى تطبيق سياسات نقدية ومالية صارمة، الأمر الذي أدى إلى حدوث تغييرات في عادات إنفاق المستهلكين والمستثمرين. (Kazak, et al., 2025, P.553).

وبالرغم من تراجع الآثار الاقتصادية لجائحة كورونا إلى حد ما بفضل اللقاحات، فقد اهتز الاقتصاد العالمي مرة أخرى في ٢٤ فبراير ٢٠٢٠ عندما أعلنت روسيا الحرب على أوكرانيا. وبدأت العديد من دول الاتحاد الأوروبي، وخاصة الولايات المتحدة، بفرض عقوبات على روسيا. وقد وجهت الحرب الروسية الأوكرانية المستمرة والأثار السلبية لجائحة كورونا، ضربة قوية لاقتصادات العالم، وتتسبب في ركود اقتصادياتها. ومع ارتفاع التضخم العالمي نتيجةً للركود، بدأت الدول بتطبيق تدابير متنوعة، أبرزها رفع أسعار الفائدة، حيث رفع الاحتياطي الفيدرالي الأمريكي أسعار الفائدة بمقدار ٢٠ نقطة أساس لتصل إلى ٧٠,٤٪ في أوائل فبراير ٢٠٢٣، مما أشار إلى استمرار حالة الركود. وقد تسببت جميع هذه الأزمات العالمية في حالة من عدم اليقين بشأن أسعار الذهب، وكذلك التخلي عن الاستثمارات المالية، وبالتالي انخفاض تدفقات رؤوس الأموال للاستثمار في المحافظ المالية، وتراجع مؤشرات رأس المالي السوقي ومعدلات السيولة، وزيادة تقلبات أسعار الأسهم ,.[Kazak, et al., 2022, P.2]]

ويعود أول استخدام معروف للذهب إلى مصر القديمة، عام ٣٠٠٠ قبل الميلاد، حيث كانت سبائك الذهب تُختم وتتداول باسم الفرعون. وعلى مر العصور، قد لعب الذهب دورًا مهمًا في النظام النقدي، واستُخدم كعملة. ويشهد الطلب على الذهب في مصر ارتفاعًا ملحوظًا، خاصة خلال مواسم الزواج، وغالبًا ما يؤدي ذلك إلى ارتفاع أسعار الذهب. ويرتبط الطلب على الذهب بين المصريين ارتباطًا وثيقًا بتقاليدهم ورغبتهم في اقتناء المشغولات الذهبية من جانب، والاهتمام بشراء الذهب بهدف التحوط وحماية مدخراتهم من التآكل أو الاستثمار المُباشر.(Wijk and Hidmark, 2023, P.5)

ويُصنف السوق المالي في مصر كسوق ثانوي ناشئ. وفي سبيل تفعيل هذا لسوق، قد لجأت مصر إلى إلغاء القيود المفروضة على المُستثمرين الأجانب، وتطبيق المعايير المحاسبية الدولية من أجل تحقيق مُتطلبات الإفصاح، وتبني نظم تداول إلكترونية، وتنفيذ إصلاحات تشريعية للقضاء على كلٍ من عدم تماثل المعلومات بين المُتعاملين في السوق والإتجار الداخلي بالمعلومات اللذين يؤثران سلبًا على كفاءة تسعير الأصول الرأسمالية. ويعاني سوق الأسهم في مصر من بعض العيوب التشغيلية والإشرافية، مثل: انخفاض عدد الشركات المدرجة في أسواق الأسهم، وانخفاض درجة التنوع القطاعي وغيرها. كما يُعتبر سوق الأسهم في مصر — كغيره من أسواق منطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا- أكثر حساسية للتطورات السياسية الإقليمية والدولية ;(115-113-113 PP.113)].

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

وفي ضوء ما سبق، تتبلور إشكالية الدراسة في الإجابة على التساؤلين التاليين:

ما هي طبيعة العلاقة بين أسعار الذهب العالمية وسوق الأسهم في مصر خلال الفترة الممتدة من يناير عام ٢٠١٦ وحتى يوليو عام ٢٠٠٥؟، وما هو تأثير انتشار جائحة كورونا (COVID-19) واندلاع الحرب الروسية الأوكرانية على أسعار الأسهم في مصر؟

وتهدف هذه الدراسة إلى تحليل وقياس العلاقة بين أسعار الذهب وأسعار الأسهم في مصر خلال الفترة الممتدة من يناير عام ٢٠١٦ وحتى يوليو عام ٢٠٢٥. وكذلك دراسة تأثير أزمة كورونا والحرب الروسية الأوكرانية على أسعار الأسهم. ولذا، تختبر فرضية أساسية مفاداها: وجود علاقة توازنية طويلة وقصيرة الأجل بين أسعار الذهب العالمية ومؤشر أسعار الأسهم في مصر خلال الفترة المشار إليها.

ولتحقيق أهداف الدراسة واختبار فرضياتها، اعتمدت الدراسة على المنهج الاستقرائي، بالاستناد إلى الأداة الوصفية والأداة التحليلية، وذلك عند تناول المفاهيم المُرتبطة بأسعار الذهب وسوق الأسهم، وكذلك العلاقة بين أسعار الذهب وأسعار الأسهم على المستوى النظري وفي الدراسات التطبيقية، وعرض تطور الأسعار العالمية للذهب وأسعار الأسهم في مصر خلال الفترة الممتدة من يناير عام ٢٠١٦ وحتى يوليو عام ٢٠١٥. فضلاً عن الاعتماد على المنهج القياسي من خلال استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed Lag model الأجل الطويل من خلال تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة في الأجلين الطويل والقصير في نفس المعادلة، بالإضافة إلى تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع.

وتنحصر حدود الدراسة في تحليل وقياس العلاقة بين أسعار الذهب العالمية وأسعار الأسهم في مصر خلال الفترة الممتدة من يناير عام ٢٠١٥ وحتى يوليو عام ٢٠٢٥. وتجدر الإشارة إلى اختيار تلك الفترة نتيجة لما شهدته من أحداث على المستوى العالمي أثرت بطبيعة الحال على متغيرات الدراسة، مثل انتشار جائحة كورونا ٢٠٢٠ والحرب الروسية الأوكرانية ٢٢٠١، فضلًا عن التحولات الاقتصادية الكبرى التي شهدها الاقتصاد المصري بعد تحرير سعر الصرف في فبراير عام ٢٠١٦، مما أدى إلى تغييرات كبيرة في الأسواق المالية وأسعار الأصول بما في ذلك الأسهم والذهب. لذا، تعده هذه نقطة انطلاق منطقية لدراسة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة.

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

وسعيًا لتحقيق أهداف الدراسة واختبار فرضياتها، فتنقسم الدراسة إلى ثلاثة محاور رئيسية بخلاف المقدمة والخاتمة، يتناول الأول منها، عرض الأساس النظري والدراسات التطبيقية للعلاقة بين أسعار الذهب وسوق الأسهم. ويخصص المحور الثاتي، لعرض تطور أسعار الذهب العالمية، وسوق الأسهم في مصر خلال الفترة من يناير عام ٢٠١٦ وحتى يوليو عام ٢٠٢٠. ويركز الجزء الثالث على قياس العلاقة بين أسعار الذهب وأسعار الأسهم في مصر خلال نفس الفترة المُشار إليها.

المحور الأول: الإطار النظري والتطبيقي للعلاقة بين أسعار الذهب وسوق الأسهم: أولًا: المفاهيم المرتبطة بأسعار الذهب وسوق الأسهم:

١ - أسعار الذهب والعوامل المؤثرة فيه:

يُعد الذهب من أهم المعادن النفيسة التي حظيت بمكانة مرموقة منذ العصور القديمة، ولعب دورًا هامًا في المجتمع البشري. ويمكن أن تُعزى هذه المكانة إلى اعتباره عنصرًا لا غنى عنه نظرًا لخصائصه الفريدة. وقد زاد استخدام الذهب مع صناعة المجوهرات الثمينة، التي لا تزال تُمثل جزءًا كبيرًا من أشكال الذهب المتداولة حاليًا في الاقتصاد؛ ثم استُخدم الذهب كمخزن للقيمة في نظام المقايضة، وصولًا إلى نظام النقد الحالي من خلال استخدامه في صناعة العملات، ثم استخدمته الدول في إصدار شهادات الذهب (التي تُصبح في النهاية عملات ذهبية) في أنظمتها خلال القرن التاسع عشر، مما ساعد على ترسيخ مبدأ معيار الذهب، ثم نظام معيار الذهب خلال تلك الفترة ,Al-Ameer)

وقد تلى تلك الفترة الانتقال إلى نظام بريتون وودز، حيث قامت الولايات المتحدة الأمريكية والعديد من الدول الأخرى - بتثبيت عملاتها، وحددت أسعار صرف عملتها بكمية محددة من الذهب؛ وعندما انتهى هذا النظام، أصبح الدولار الأمريكي عملة عائمة حرة - نقودًا ورقية خالصة - وبالتالي، تم إدخال نظام العملة الورقية الجديد بعد عام ١٩٧٦، والذي يمثل الوضع الاقتصادي الحالي. ولا يزال الذهب يُعتبر أداة مالية تجمع بين خصائص العملة والسلعة في الوقت نفسه، إلى جانب خاصية السيولة. فضلًا على أنه لا يزال يُعد أصلًا وسلعةً مهمةً ورائدةً في سوق المعادن والقطاعات الصناعية، بالإضافة إلى كونه يُمثل ممتلكاتٍ شخصيةً ثمينة، وأداةً للاستثمار والادخار، وأصلًا للتداول، وأصلًا للتحوط من مختلف الظروف ولذلك، فإن هذا العصر الجديد للذهب (Al-Ameer, et al., 2018)

ويُعد الذهب أصلًا ماليًا وماديًا أساسيًا، إذ يؤدي ثلاث وظائف أساسية: نقدية، وغير إنتاجية (أصل احتياطي)، ومالية. ويُمكن استخدام الذهب - نظرًا لكونه سلعة كباقي السلع- كوسيلة للتبادل، وبالتالي يُمكن اعتباره عملة. وتُعرف هذه الخاصية بالوظيفة النقدية للذهب، كما تم استخدامه كعملة في ظل نظم أسعار الصرف الثابتة. كما يُمكن استخدام الذهب أيضًا كأداة للتحوط ضد مخاطر التضخم نظرًا لهذه الوظيفة النقدية، كونه أصلًا حقيقيًا قد يرتفع سعره مع ارتفاع مُعدلات التضخم. وتظهر الوظيفة غير الإنتاجية للذهب (أصل احتياطي) من خلال استخدامه للأغراض المالية والنقدية أكثر من استخدامه في عمليات أو أغراض الإنتاج الصناعي. ولا تزال العديد من الدول تستخدم الذهب كجزء من احتياطياتها الأجنبية لدعم أسعار صرف عملاتها، الأمر الذي يعكس أهمية الذهب كأصل يحوزه المستثمرين والبنوك المركزية والحكومات، كما يُمكن اعتباره جزءًا مهمًا من الاحتياطيات الدولية (Lucey et al., 2017, P.2).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

ويُعتبر عرض الذهب غير مرن نسبيًا - من حيث السعر- نظرًا لارتفاع تكلفة ووقت إنتاج واستخراج هذا المعدن، فقد يستغرق تطوير المناجم من ٧ إلى ٢٠ عامًا. ويعزز ذلك تباطؤ استجابة العرض، علاوة عن ندرة الذهب، خاصة في أوقات ارتفاع الطلب. ويُعد من أهم السمات المميزة للذهب ارتباطه المنخفض - والذي غالبًا ما يكون سلبيًا- بالأصول المعرضة للمخاطر خلال فترات الضغوط المالية. وتميل أسعار الذهب إلى الارتفاع خلال صدمات الاقتصاد الكلي، أو على الأقل يمكنه الحفاظ على قيمته، مما يجعله أداة استثمارية فعالة ضد مخاطر تلك الصدمات, 2021, 2021.

ولعبت سندات الخزانة الأمريكية تاريخيًا هذا الدور جزئيًا. وعلى الرغم من أن سندات الخزانة لا تزال تحتفظ بخصائص الملاذ الأمن في بيئات معينة، إلا أن فعاليتها أصبحت أكثر ارتباطًا بالشروط الخاصة بها. ففي فترات ارتفاع معدلات التضخم أو تشديد السياسات، تُقدم سندات الخزانة، كأصول اسمية، تدفقات نقدية ثابتة قد تتأكل من حيث القيمة الحقيقية، مما يُضعف خصائصها الوقائية، وبالتالي تحول العوائد الحقيقية إلى سلبية، مما يُعزز جاذبية الذهب النسبية كأصل مقاوم للتضخم. وعلى سبيل المثال، فقد توقع العديد من المستثمرين خلال ذروة التضخم عام ٢٠٢٢ حدوث ارتفاع حاد في سعر الذهب. وبدلاً من ذلك، فقد حافظ على قيمته إلى حد كبير، حتى مع وجود انخفاضات واسعة النطاق في الأسهم والسندات. وأدت الزيادات الحادة في أسعار الفائدة وارتفاع قيمة الدولار الأمريكي إلى جعل الذهب أقل جاذبية على المدى القصير، نظرًا لقلة عائده. ومع ذلك، ربما يكون استقرار الذهب خلال الذهب أقل جاذبية على المدى القصير، عدوث صدمة تضخمية إعادة تسعير الأصول المالية لتعكس انخفاض القوة الشرائية الحقيقية، ويميل الذهب في هذه الحالة - باعتباره أصلًا حقيقيًا خالٍ من مخاطر التكيف مع ذلك بمرور الوقت. (FTSE Russell, 2025, P.3)

وتتأثر احتياطيات الذهب وأسعاره إيجابيًا بالعوائد الناتجة عن حيازته، كما يتضح من فرق أسعار العقود الأجلة/الفورية، وسلبيًا بمعدلات الفائدة على الأموال الفيدرالية الأمريكية، حيث يشير هذا الأخير إلى عائد الاستثمار في سندات الخزانة الأمريكية قصيرة الأجل وبدائلها. بالإضافة إلى ذلك، تستجيب حصة الذهب من الاحتياطيات بشكل إيجابي لعدم اليقين في السياسة الاقتصادية العالمية وتقلبات الدولار الأمريكي. وفي هذا الصدد، تُشير بعض الأدبيات إلى أن احتياطيات الذهب تستجيب بشكل إيجابي للمخاطر الجيوسياسية، تستجيب الأدول والهجمات الإرهابية. فبينما تستجيب الدول المتقدمة بشكل أكبر للمخاطر الجيوسياسية، تستجيب الأسواق الناشئة بشكل أكبر لعدم اليقين في السياسة الاقتصادية. كما أن أن للعقوبات (خاصة التي فرضتها الولايات المتحدة والمملكة المتحدة والاتحاد الأوروبي واليابان، وهي الاقتصادات الرئيسية المصدرة للاحتياطيات الذهب) تأثيرًا إيجابيًا على حصة الاحتياطيات المُحتفظ بها من الذهب. ويعد تأثير العقوبات متعددة الأطراف التي تفرضها هذه الدول كمجموعة أكبر من العقوبات الأحادية على حصة الاحتياطيات المُحتفظ بها من الذهب، وذلك باعتبار أن الأخيرة تتيح مجالًا لتحويل الاحتياطيات إلى عملات دول أخرى غير مُطبقة للعقوبات، بينما تجعل الأولى احتياطيات النقد الأجنبي فئةً معرضة للمخاطر، والذهب أكثر جاذبية (Arslanalp, et al., 2023, P.5).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

٢- المفاهيم المرتبطة بسوق الأسهم والعوامل المؤثرة فيه:

تُعد الأوراق المالية هي الأدوات التي يتم من خلالها الاستثمار في أسواق المال، وتنقسم الأوراق المالية إلى صكوك ملكية (كالأسهم) وصكوك مديونية (كالسندات). وتُسهم الأسواق المالية في تعزيز النمو الاقتصادي، وذلك عن طريق تعبئة الموارد المالية، وجذب وتسهيل تدفقات رؤوس الأموال بين قطاعات الاقتصاد القومي من وحدات الفائض إلى وحدات العجز بهدف تمويل الاستثمارات المُختلفة (Madura, 2012, P.19).

ويُمكن تعريف الأسواق المالية بأنها المكان الذي يأتقي فيه كل من المُقرضين والمُقترضين، بحيث تنتقل الأموال من المُقرضين إلى المُقترضين باستخدام صكوك خاصة بالتزامات الاقتراض وحقوق الإقراض تُعرف بالأوراق المالية. وينقسم سوق المال إلى كلٍ من السوق الفوري (أي الحاضر) والسوق المُستقبلي. كما ينقسم السوق الحاضر إلى كلٍ من سوق النقد وسوق رأس المال، بحيث يتم في الأخير تداول الأوراق المالية طويلة الأجل (أكثر من عام) مثل الأسهم، والسندات (هندي، ٢٠١٥، ص٠٤).

وينقسم السوق الحاضر إلى كلٍ من سوق النقد وسوق رأس المال. ويُعرف سوق النقد Money ' بأنه السوق الذي يتم فيه تداول الأوراق المالية قصيرة الأجل (أقل من سنة) عالية السيولة مثل أذون الخزانة، والأوراق التجارية. أما سوق رأس المال Capital Markets فيتم فيه تداول الأوراق المالية طويلة الأجل (أكثر من سنة) كالأسهم، والسندات (عزالدين، ٢٠٢٢، ص٣٢).

وينقسم سوق رأس المال – بدوره – إلى كلٍ من السوق الأولي، والسوق الثانوي. ويُقصد بالسوق الأولي Primary Market السوق الذي تُصدر فيه الأوراق المالية لأول مرة، بحيث يحصل المُقترضون على احتياجاتهم من رأس المال من خلال البيع للمُستثمرين لصالح الجهة المُصدرة للأوراق المالية. ويتم في السوق الثانوي Secondary Market إعادة تداول الأوراق المالية المُصدرة بالفعل في السوق الأولية(Al-Ameer, et al., 2018, P.358).

ويُمكن التمييز بين نوعين من الأسواق الثانوية هما: الأسواق المُنظمة والأسواق غير المُنظمة. ويُعرف السوق المُنظم Organized Market ـ يُطلق عليه البورصة أو سوق الأوراق المالية بكان مُحدد يَانقي فيه سماسرة البائعين والمُشترين نيابةً عن عملائهم لشراء وبيع الأوراق المالية المُسجلة. ويتسم السوق المُنظم بوجود آليات لضبط حركة أسعار الأوراق المالية مثل إيقاف التداول المُسجلة. والحدود السعرية Price Limits عند حدوث خلل بين العرض والطلب على الأوراق المالية بهدف منع حدوث تقلبات كبيرة في أسعار هذه الأسهم ألم أما السوق غير المُنظم فيُعرف بسوق التداول خارج المقصورة أو السوق المُوازي Over The Counter Market. ويتسم بعدم وجود مكان ثابت للتداول، حيث يتم الاتصال بين البائعين والمُشترين في مناطق مُختلفة عن طريق أجهزة الحاسب الآلي والتليفون. وعلى العكس من السوق المُنظم، يتسم السوق غير المُنظم بعدم وجود

ل يُقصد باللية اليقاف النداول الإيقاف الموقت لنداول الأور اق المالية في السوق المالي عند تجاوز الورقة المالية لسعر مُعين.
 في حين يُقصد بالحدود السعرية تلك الحدود التي تضعها الجهات المُنظمة للسوق المالي على التحركات اليومية لأسعار الأوراق المالية في نطاق سعر مُحدد سابقًا.

^{&#}x27; ينقسم سوق النقد إلى سوق الخصم للأوراق التجارية العادية (كمبيالات وسندات إذنية) وأذون الخزانة. بالإضافة إلى سوق القروض قصيرة الأجل (هندي، ٢٠١٥، ص٦).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

آليات للحد من التدهور أو الارتفاع الحاد في أسعار الأوراق المالية، والذي قد يحدث بسبب غياب مُؤقت في التوازن بين العرض والطلب [(هندي، ٢٠١٥، ص٥٠); (Madura, 2012, P.4)].

ولقد أدى زيادة تحرير الأسواق المالية إلى إتاحة المزيد من الفرص أمام العديد من المُنشآت والدول المُختلفة لتداول الأوراق المالية في الأسواق الأجنبية. وتتمثل أهم أدوات الاستثمار المالية في أسواق المال الأجنبية في استثمار الأفراد المُباشر في الأوراق المالية، والإصدارات العالمية للأسهم والسندات، وصناديق الاستثمار الدولية (Ahmed, 2011, P.34).

ويوجد نوعان من المُستثمرين في الأوراق المالية، وهما المُستثمرون الأفراد، والمستثمرون المؤسسون (المؤسسات المالية المُستثمرة). ويقوم المُستثمرون الأفراد بشراء الأوراق المالية مُباشرة من مُصدريها في الأسواق الثانوية. إلا أنه في حالة صعوبة الاتصال المُباشر بين المُستثمرين والمُصدرين (أو البائعين)، أو في حالة رغبة المُستثمرين في خفض تكلفة المُعاملات وتجنب مُشكلة عدم تماثل المعلومات، فقد يتم الاستعانة بالسماسرة، والمُتعاملين، وبنوك الاستثمار. ويُمكن للمستثمر الأجنبي الفرد — إذا توافرت لديه الخبرة الكافية عن الأسواق المالية الناشئة والمُتقدمة من مزايا التنويع الدولي للمحفظة المالية (فرج، ٢٠٠٦، ص١٧).

ويُقصد بالمُستثمرين المُؤسسيين الهيئات التي تُدير أموال الأفراد والمُنشآت، بحيث تقوم بالوساطة بين المُقرضين والمُقترضين من خلال شراء الأوراق المالية من مُصدريها ثم بيعها للمُستثمرين بخصائص أُخرى من حيث الأجل والقيمة. وتتمثل أهم تلك الهيئات في مؤسسات الإيداع مثل البنوك التجارية، وبنوك الادخار، ومؤسسات الادخار التعاقدية مثل صناديق الاستثمار ، (OECD, 2013) .

ثانيًا: العلاقة بين أسعار الذهب وسوق الأسهم:

يُعد الذهب وسوق الأسهم من أهم المتغيرات الاقتصادية المؤثرة في اقتصادات الدول، وهما من الأصول بالغة الأهمية للمستثمرين في السوق المالية. وتؤكد العديد من الأدبيات الاقتصادية ارتباط سوق الذهب ارتباطًا وثيقًا بسوق الأسهم، وتأثر كلاهما بمتغيرات اقتصادية عديدة. فعلى سبيل المثال، عندما يرتفع معدل التضخم، تتخفض قيمة العملة، مما يدفع الأفراد إلى شراء المزيد من الذهب، مما يؤدي إلى ارتفاع أسعار الذهب خلال فترات التضخم. كما ترتفع أسعار الذهب في حالة سيادة عدم اليقين الاقتصادي أو وجود حالة من التوقعات السلبية بشأن النمو الاقتصادي للدولة، وفي هذه الحالة قد يتجه المستثمرون إلى الاستثمار في الأسهم وكذلك في الذهب، بهدف التخفيف من الأثر السلبي لارتفاع معدلات التضخم. كما يُعتبر الاستثمار في الذهب بمثابة تأمين ضد المخاطر، ويُستخدم كأداة تحوط، وذلك لانه يُنظر إليه كمخزن للقيمة، في حين قد يُنظر إلى سوق الأسهم على أنه عائد للقيمة فقط.[(Alandasayanan, et al., 2019, P.323)]

وقد شهد العقدين الماضيين تزايد الاهتمام بالدراسات والأدبيات المتعلقة بالاستثمارات في مورد الذهب. فقد أكدت بعض الدراسات مثل دراسة (2015) O'Connor, et al, (2015) أن الذهب يعتبر خيارًا استثماريًا شائعًا بين المستثمرين خلال فترات عدم الاستقرار الاقتصادي وضعف الأداء. وبعبارة أخرى، فقد أصبح الذهب منذ الأزمة المالية العالمية ٧٠٠٠/ /٢٠٠٧ وسيلة تحوط بديلة جذابة بشكل متزايد للعديد من المستثمرين، كما يمكن استخدامها في تنويع المحفظة الاستثمارية (HĂPĂU, 2022, P.823).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

و على الرغم من الجدل حول طبيعة العلاقة بين بين أسعار الذهب وسوق الأسهم غير واضحة، فإن العديد من الأدبيات الاقتصادية تؤكد على الدور السلبي الذي يمكن أن يؤديه ارتفاع أسعار الذهب في أداء أسواق الأسهم، حيث أن ازدهار أسواق الذهب وبالتالي ارتفاع سعره قد يؤدي إلى تراجع الاستثمار في سوق الأسهم، وبالتالي انخفاض أسعار الأسهم، نظرًا لقدرة أسواق الذهب على جذب وتحفيز الطلب الحاضر على الاستثمار فيه .(Yahyazadehfar and Babaie, 2012, P.408)

كما يؤدي انخفاض أسعار الأسهم – في فترات الركود على سبيل المثال – إلى ارتفاع أسعار المعدن الأصفر، نتيجة اتجاه الأفراد إلى زيادة شراء الذهب باعتباره أكثر أمانًا مقارنة بالاحتفاظ بالنقود في شكلها السائل، والعكس صحيح. وقد تعد العلاقة بين المتغيرين متغيرة عبر الزمن، نتيجة الظروف والعوامل الخارجية، وخاصة العوامل المتعلق بمتغيرات الاقتصاد الكلي. كما تعد الرغبة في المخاطرة، التي تُحددها تكاليف الفرصة البديلة، عاملًا آخر يؤثر أيضًا على جاذبية الاستثمار في الأسهم مقارنة بالذهب. فضلًا عن تأثير العوامل الأخرى مثل مستوى أسعار الفائدة الحقيقية، وقيمة سعر صرف الدولار الأمريكي، ووتيرة النمو الاقتصادي، والتحركات الديناميكية في أسواق الذهب والأسهم (Trabelsi, et al., 2021, P.2).

ويُستخدم الذهب للتحوط وتنويع المحافظ الاستثمارية، إذ يُنظر إليه كملاذ آمن نظرًا لتأثيره السلبي بأصول مالية أخرى كالأسهم، الأمر الذي يُبرر لجوء المستثمرين إلى الذهب كملاذ آمن خلال الأزمات، كأزمة (COVID-19) الصحية. وتُعرف هذه الخاصية بالوظيفة المالية للذهب. وبعبارة أخرى، يُعد الذهب من أهم أدوات التحوط التي يستخدمها المستثمرون وحكومات الدول المُختلفة خاصة في ظل أوقات عدم اليقين الاقتصادي، لذا يُمكنه التفاعل بشكل كبير مع الأدوات المالية الأخرى، مثل سعر الصرف، والنفط (والسلع الأخرى)، وأسواق الأسهم .(Trabelsi, et al., 2021, P.2)

وفي هذا الصدد، فقد أشارت دراسة (Dirk and Baur 2010) أن الذهب كان أداة قوية لإدارة المخاطر في أسواق الأسهم الأوروبية والأمريكية الرئيسية خلال الأزمة المالية العالمية ٢٠٠٧/

وبخصوص تنويع محفظة الأوراق المالية Mean Variance Theory إلى أن هدف المستثمر يتمثل في تعظيم العائد الذي يحصل عليه من الأصول المُختلفة التي تتكون منها محفظته المالية عند مستوى مُعين من المخاطر، أو تدنية المخاطر عند مُستوى مُعين من العائد. ويتحقق ذلك الهدف من خلال الاستثمار في المخاطر، أو تدنية المخاطر عند مُستوى مُعين من العائد. ويتحقق ذلك الهدف من خلال الاستثمار في الأصول المالية التي تنخفض درجة الارتباط بينها، فإذا كان هذا الارتباط تامًا موجبًا فإنه لا جدوى من التنويع حيث تتحرك أسعار وعوائد الأصول معًا في نفس الاتجاه. وكلما انخفضت درجة الارتباط، ازدادت الفائدة من التنويع وقلت المخاطر الكلية لمحفظة الأوراق المالية التي يحتفظ بها المُستثمر. ويوجد قدر من الارتباط الموجب بين تحركات أسعار وعوائد مُختلف الأوراق المالية داخل الدولة الواحدة نظرًا لتأثر ها جميعًا بنفس الظروف والعوامل المحلية". ومن ثمّ، تلعب التغيرات في الاستثمار الأجنبي في محفظة الأوراق المالية بغرض التنويع الدولي لتقليل المخاطر دورًا هامًا. بالإضافة إلى أن عملية التنويع الدولي لمحفظة، مع توفير قدر أكبر من العائد [(عزالدين، ٢٠٢٢، ص٢٨)، , 2024, (Manuel, et al., 2024,).

_

[&]quot; تعد أهم العوامل المحلية المؤثرة في أسعار وعوائد الأوراق المالية في المعروض النقدي، وأسعار الفائدة، وعجز الموازنة، ومعدل النمو الاقتصادي (Enyaah, 2011, P.2).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

وقد تعكس مؤشرات سوق الذهب مدى الاستقرار الاقتصادي أو حدوث الأزمات الاقتصادية، حيث تصبح قيمة المعدن النفيس مغرية للغاية للعديد من المستثمرين، خاصةً في حالة انهيار أسعار الأصول المالية. وفي حالة ارتفاع مُعدلات التضخم السائدة في الدولة، فإن ذلك سوف يؤدي إلى انخفاض الثقة في العملة المحلية وتأكل قيمتها الحقيقية. وفي ظل حدوث توقعات بارتفاع تقلبات السوق، فستصبح معاملات الذهب أكثر جاذبية للعديد من المستثمرين، الأمر الذي يترتب عليه زيادة الطلب على الذهب، وبالتالي ارتفاع أسعاره(HĂPĂU, 2022, P.825).

بالإضافة إلى ذلك، يسعى مديري الاحتياطيات والبنوك المركزية في الأسواق الناشئة إلى زيادة حصة احتياطياتهم من الذهب استجابةً لمخاطر العقوبات المالية أو السياسية المتوقع فرضها من قبل الدول الكُبرى. وتُشير العديد من الأدبيات الاقتصادية إلى أن حجم وقيمة احتياطيات الذهب تزداد مع احتمالية فرض العقوبات على حكومات الدول المُختلفة. وتُطرح فرضيتان كتفسيرات محتملة لهذا الانعكاس، هما (Arslanalp, et al., 2023, P.4):

الأولى: يُنظر إلى الذهب كملاذ آمن وأصل احتياطي مرغوب فيه في فترات عدم اليقين الاقتصادي والمالي والجيوسياسي المرتفع، وعندما تكون عوائد العملات الاحتياطية منخفضة، وهما حالتان سادتا في السنوات الأخيرة. ويُنظر إلى الذهب عمومًا على أنه أداة للتحوط من التضخم و عامل تنويع للمحافظ الاستثمارية (لتنويع قيمة المحافظ الاستثمارية خاصة في ظل بيئة اقتصادية متقلبة). بالإضافة إلى ذلك، يُفضل الاحتفاظ بالذهب تماشيًا مع العادات والتقاليد ولأسباب ترجع تاريخيًا للثقة في قيمة وحب المعدن الأصفر مقارنة بغيره من المعادن الثمينة مثل الماس أو الليثيوم. كما ساعد وجود أسواق منظمة، وتوافر السيولة في الدول الكبرى (مثل لندن ونيويورك وشنغهاي) إلى سهولة وزيادة تداول الذهب.

الثانية: يُنظر إلى الذهب على أنه أصل احتياطي آمن ومرغوب فيه عندما تخضع الدول لعقوبات مالية، وعندما تكون الاستثمارات المالية عرضة لتجميد الأصول ومصادرتها. فعلى سبيل المثال، فقد لفت قرار دول مجموعة السبع بتجميد احتياطيات النقد الأجنبي لبنك روسيا الانتباه إلى إمكانية الاحتفاظ بهذه الاحتياطيات في شكل آخر أكثر عزلة عن العقوبات. وقد سرّع بنك روسيا من وتيرة مشترياته من الذهب عقب ضم روسيا لشبه جزيرة القرم عام ٢٠١٤. وفي عام ٢٠٢١، أكد أن ذهبه أصبح الأن محفوظًا بالكامل في خزائنه المحلية. في حين أن العقوبات التي فرضتها دول مجموعة السبع على روسيا وسيا - والتي تمنع بنوكها من إجراء معظم المعاملات مع نظيراتها الروسية وتحرم بنك روسيا، البنك المركزي لتلك الدولة، من الوصول إلى احتياطياتها لدى البنوك المركزية والتجارية الأجنبية هي مثال حديث وملحوظ على ذلك، فقد عرقلت العقوبات السابقة، أو هددت بعرقلة، هذا الوصول المبنوك المركزية وحكومات الدول الأخرى.

وعلى الرغم من أهمية الذهب في ظل ظروف فرض العقوبات الدولية، إلا أن البعض يرى أن الأوراق المالية (ومنها الأسهم) توفر حماية أكثر فعالية ضد التضخم والتقلبات الاقتصادية والمالية، خاصة وأن حيازة الذهب تتطلب تحمل تكاليف النقل والتخزين والتأمين، فضلًا عن تكاليف استخدامه في المعاملات. في حين يرى البعض الأخر أن الذهب يمكن إقراضه كوديعة لأجل، بنفس الطريقة التي يمكن بها إقراض العملات في محفظة احتياطي البنك المركزي. ويمكن أن يُحقق عائدًا عند استخدامه في عمليات المبادلة (وهي عمليات تعويض تبادل الذهب مقابل العملات في تواريخ فورية وآجلة متفق عليها، تُنفذ مع أطراف مقابلة من القطاع الخاص أو بنوك مركزية شريكة) (Arslanalp,

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

ثالثًا: الدراسات التطبيقية التي تناولت العلاقة بين أسعار الذهب وأسعار الأسهم:

تؤكد الأدبيات الاقتصادية على عدم وجود اتجاه محدد وثابت للعلاقة بين أسعار الذهب وأسعار الأسهم.

فقد اهتمت دراسة (Venkatraja, 2014) بتناول العلاقة بين أداء سوق الأسهم الهندية وخمسة متغيرات اقتصادية كلية، وهي: مؤشر الإنتاج الصناعي، ومؤشر أسعار الجملة، وسعر الذهب، والاستثمار المؤسسي الأجنبي، وسعر الصرف الفعلي الحقيقي، وذلك خلال الفترة أبريل ٢٠١٠ إلى يونيو ٢٠١٤. وتوصلت الدراسة – باستخدام الانحدار المتعدد – إلى وجود تأثير سلبي لأسعار الذهب على أداء سوق الأسهم الهندية.

كما تناولت دراسة (Tripathy and Tripathy, 2016) العلاقة الديناميكية بين سعر الذهب وسعر سوق الأسهم في الهند، باستخدام بيانات السلاسل الزمنية الشهرية من يوليو ١٩٩٠ إلى أبريل ٢٠١٦. وقد استخدمت الدراسة اختبار السببية لجرانجر، واختبار التكامل المشترك لجوهانسون لتقييم العلاقة بينهما. وقد خلصت الدراسة إلى عدم وجود علاقة سببية بين سعر الذهب وسعر سوق الأسهم على المدى القصير. في حين توصلت الدراسة في المدى الطويل أن سعر الذهب وسعر سوق الأسهم متكاملان تكاملاً مشتركًا، مما يشير إلى وجود علاقة توازن طويلة الأجل بينهما، ويتحركان معًا، مما يعني إمكانية استخدام سعر سوق الأسهم للتنبؤ بسعر الذهب، وضرورة اتباع المستثمرين العالميين استراتيجية اختيار أسهم المحفظة لإضافة قيمة من استثماراتهم في الهند على المدى الطويل.

وهدفت دراسة (Al-Zoghiby and Tayachi, 2016) إلى تحليل العلاقات بين سوق الأسهم السعودي، وأسعار الطاقة، وأسعار الذهب، باستخدام بيانات يومية للفترة من يناير ٢٠٠٤ إلى أبريل ٥٢٠١، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المتجهي (VAR) وتحليل السببية. وقد أشارت نتائج نموذج (VAR) إلى أن أسعار النفط تؤثر أسعار الذهب سلبيًا على سوق الأسهم، مما يعني وجود علاقة ديناميكية بين سوق الأسهم السعودي، وأسعار النفط، وأسعار الذهب.

وتناولت دراسة (Afsal and Haque, 2016) العلاقة بين أسواق الذهب والأسهم في المملكة العربية السعودية، باستخدام نموذج (GARCH) خلال الفترة الممتدة من نوفمبر ٢٠٠٧ وحتى مايو ٢٠٠١. وقد خلصت نتائج الدراسة إلى عدم وجود علاقة ديناميكية بين أسعار الذهب وسوق الأسهم.

في حين تناولت دراسة (Al-Ameer, et al., 2018) العلاقة بين أسعار الذهب وسوق الأسهم (بورصة فرانكفورت) في ألمانيا، وقد استخدمت الدراسة بيانات شهرية تمتد من أغسطس ٢٠٠٢ إلى سبتمبر ٢٠٠٦، وكذلك استخدام اختبار التكامل المشترك ليوهانسن، واختبار السببية لجرانجر. وأظهرت النتائج وجود علاقة ارتباط بين الذهب وسوق الأسهم، وتختلف من فترة لأخرى. كما أشارت النتائج إلى وجود ارتباط ايجابي قوي خلال الفترة السابقة للأزمة المالية، فقد تغير الارتباط ليصبح بينهم ايجابيًا وضعيف خلال الأزمة المالية. أما في فترة ما بعد الأزمة المالية، فقد تغير الارتباط ليصبح ارتباطًا سلبيًا قويًا ومرتفعًا. كما جاءت نتائج اختبار التكامل المشترك متطابقة لجميع الفترات الثلاث المختلفة (قبل الأزمة المالية وأثناءها وبعدها)، وكذلك لفترة الاثني عشر عامًا بأكملها، مما يدل على وجود علاقة طويلة الأجل بين الذهب وسوق الأسهم. وينطبق الأمر نفسه على اختبار السببية لجرانجر، حيث لم تكن هناك علاقة سببية بين الذهب وسوق الأسهم.

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

بينما اهتم دراسة (Qian, et al., 2019) بتحليل العوامل المختلفة المؤثرة على سعر الذهب في الولايات المتحدة الأمريكية، مثل: مؤشر الدولار الأمريكي، وسعر الفائدة على الأموال الفيدرالية، ومؤشر أسعار المستهلك، وسعر الصرف، وسعر النفط، وسوق الأسهم الأمريكية (S&P500)، وذلك خلال الفترة من ٢٠١٠ إلى ٢٠١٨. وأظهرت النتائج وجود علاقة إيجابية بين سعر الذهب ومؤشر أسعار المستهلك، بينما كانت العلاقة بين سعر الذهب ومؤشر الدولار الأمريكي، وسعر الفائدة على الأموال الفيدرالية، وسعر الصرف، وسعر النفط، وسوق الأسهم الأمريكية (مؤشر الحرك) سلبية.

بينما اهتمت دراسة (Al Kharusi and Basci, 2019) بتناول العلاقة بين سعر الذهب ومؤشرات أسعار الأسهم في أسواق الأسهم بدول مجلس التعاون الخليجي (البحرين، والكويت، وقطر، والسعودية، ومسقط، ودبي، وأبو ظبي) خلال الفترة من يناير ٢٠١٠ إلى ديسمبر ٢٠١٦، باستخدام تكامل جو هانسن المشترك واختبارات السببية جرانجر، ونموذج (VAR). وتوصلت الدراسة إلى وجود تكامل بين أسعار الذهب ومؤشرات أسعار الأسهم.

كما اهتمت دراسة (Alqahtani, 2019) ببحث أثر مؤشرات التقلب العالمية للنفط والذهب على أسواق الأسهم الخليجية باستخدام مجموعة بيانات يومية تمتد من ٥ يناير ٢٠٠٩ إلى ٢٦ أغسطس ٢٠٠٨، وذلك باستخدام نموذج (VAR) غير الهيكلي. وتوصلت الدراسة إلى وجود تأثير لمؤشر تقلبات أسعار الذهب على ثلاثة من أسواق الأسهم الخليجية وهي: (البحرين والكويت والإمارات العربية المتحدة)، حيث كان التأثير سلبي على أسواق الأسهم في كل من البحرين والكويت، وإيجابيًا على سوق الأسهم في الإمارات العربية المتحدة، الأمر الذي يعني ضرورة إضفاء الطابع المؤسسي على المعاملات المالية ومعاملات الذهب المناسبة للتخفيف من انتقال الصدمات إلى الأسواق، وكذلك مراقبة أي تغيرات غير طبيعية في حركة التقلبات في الأسواق المالية وأسواق الذهب، خاصة في البحرين والكويت.

وقد تناولت دراسة (BSE) خلال الفترة من يناير ٢٠٠٠ إلى مايو ٢٠١٨. وباستخدام البيانات اليومية في بورصة بومباي (BSE) خلال الفترة من يناير ٢٠٠٠ إلى مايو ٢٠١٨. وباستخدام البيانات اليومية للمتغيرات المُشار إليها ونموذج (GARCH)، فقد خلصت الدراسة إلى أن عوائد الذهب تُعد مستقلة بشكل كبير عن عوائد المؤشرات القطاعية في بورصة الهند. علاوة على ذلك، يُمكن أن تُساعد عوائد الذهب في التنبؤ بالعوائد المستقبلية لمؤشري السلع الاستهلاكية المعمرة والسلع الاستهلاكية الأساسية، بالإضافة إلى مؤشرات أسهم النفط والغاز. كما أظهرت النتائج أيضًا أن الذهب يُشكّل تحوّطًا ضد مؤشر أسهم تكنولوجيا المعلومات، ويُشكّل أداةً فعّالة لتنويع المحفظة الاستثمارية.

بينما ركزت دراسة (Athina, 2024) على تحليل وقياس آثار أسعار الذهب على سوق الأسهم، ودراسة العلاقة المحتملة بين الذهب وسوق الأسهم، وقدرة أسعار الذهب على التنبؤ بحركة الأسهم مع دراسة الأثار غير المباشرة لأسعار النفط الخام على كليهما، باستخدام بيانات سنوية تمتد من عام دراسة الأثار غير المباشرة لأسعار النفط الخام على كليهما، باستخدام بيانات سنوية تمتد من عام ١٩٦١ إلى عام ٢٠٢١. وباستخدام نموذج(ARDL)، ركزت الدراسة على المدى الطويل والقصير، وكشفت عن تأثير سلبي قصير المدى ناتج عن أسعار الذهب وأسعار الفائدة الحقيقية، إلى جانب تأثير اليجابي لمؤشر الإنتاج الصناعي على مؤشر أسعار الأسهم. بينما لم تتوصل الدراسة إلى أي آثار طويلة المدى على سوق الأسهم.

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

وتناولت دراسة (Kazak, et al., 2025) تأثير عدم اليقين المرتبط بأسعار الذهب العالمية وأسعار النفط على أسواق الأسهم في دول مجموعة دول حوض المحيط الهادئ (MIST)، وهي: المكسيك، وإندونيسيا، وكوريا الجنوبية، وتركيا، وذلك خلال الفترة من ١١ مارس ٢٠٢٠ وحتى ٣١ يناير ٢٠٢٠. وتناولت الدراسة فترات الأزمة التي بدأت بجائحة (COVID-19)، واستمرار الحرب بين روسيا وأوكرانيا، والتي تسببت في عدم اليقين بشأن أسعار الذهب. وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة ارتباط سلبية ذات دلالة إحصائية بين أسعار الذهب ومؤشر تقلبه مع أسعار الأسهم في كوريا وإندونيسيا وتركيا. ووجود ارتباط سلبي ملحوظ بين مؤشرات تقلب الذهب وأسعار الأسهم في كوريا الجنوبية.

وفي ضوء ما سبق، يتضح أنه في حين ركزت بعض الدراسات السابقة على دراسة أسواق الدول المتقدمة، أو الأسواق الناشئة الكُبرى أو النفطية، أو تُحلل الأزمات بمعزل عن بعضها، فإن الدراسة الحالية تتميز بتحليل وقياس العلاقة بين أسعار الذهب العالمية وأسعار الأسهم في مصر، مع دراسة الأثار المُجتمعة لصدمتين عالميتين (جائحة كورونا والحرب الروسية الأوكرانية) وبيان تأثير حالة عدم اليقين القائمة على أسعار الأسهم في مصر. فضلًا عن إضافة متغيرات الاقتصاد الكلي (كسعر الصرف والتضخم) واستخدام نموذج مُتعدد المُتغيرات المصرف والتضخم) واستخدام وسيطة.

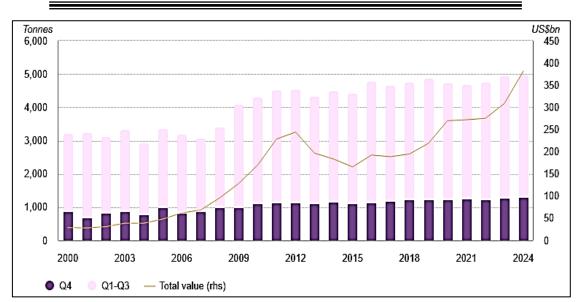
المحور الثاني: تطور أسعار الذهب العالمية وسوق الأسهم في مصر خلال الفترة(٢٠١٦- ٢٠٠٥):

أولًا: تطور أسعار الذهب العالمية:

شهدت الفترة (٢٠١٦ - ٢٠١٨) تعافي للاقتصاد العالمية وحدوث استقرار نسبي في الطلب على الذهب، مما أدى إلى تخفيف الضغوط على الأسعار العالمية للذهب. في حين ارتفع إجمالي الطلب العالمي على الذهب منذ عام ٢٠١٩ حتى عام ٢٠٢٤، ليسجل نحو ١٪ عام ٢٠٢٤(بما في ذلك الاستثمار خارج البورصة) على أساس سنوي في الربع الرابع ليصل إلى مستوى مرتفع ويسهم في إجمالي سنوي قياسي بلغ ٤٩٧٤ طن. وقد واصلت البنوك المركزية شراء الذهب بوتيرة مذهلة، حيث تجاوزت المشتريات ٢٠٠٠ طن للعام الثالث على التوالي، وتسار عت بشكل حاد في الربع الرابع إلى ٣٣٣ طناً. كما بلغ الاستثمار السنوي أعلى مستوى له في أربع سنوات عند ١٩١٨ طناً (بزيادة قدرها (World Gold Council, 2025).

وكان لصناديق الاستثمار المتداولة في الذهب تأثيرٌ كبير، حيث كان عام ٢٠٢٤ أول عام منذ عام ٢٠٠٠ لم تتغير فيه حيازات الذهب بشكل جوهري، على عكس التدفقات الخارجة الكثيفة التي شهدتها السنوات الثلاث السابقة. وبلغ الطلب على السبائك والعملات المعدنية على مدار العام ١٩١٦ طنًا، وهو ما يتماشى مع مستواه في عام ٢٠٢٣. وقد تغيّرت تركيبة الطلب مع نمو الاستثمار في السبائك وانخفاض شراء العملات. وقد كان اتجاه المشغولات والمجوهرات الذهبية استثناءً واضحًا، حيث انخفض الاستهلاك السنوي بنسبة ١١ %ليصل إلى ١٩٨٧ طنًا، إذ لم يكن بإمكان المستهلكين شراء سوى كميات محدودة (World Gold Council, 2025). ويوضح الشكل التالي تطور الطلب العالمي للذهب من حيث الحجم والأطنان والقيمة (مليار دولار أمريكي) خلال الفترة (٢٠٠٠- ٢٠٢٤).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين



الشكل(١): تطور الطلب العالمي للذهب من حيث الحجم والأطنان والقيمة (مليار دولار أمريكي) خلال الفترة(٢٠٠٠)

المصدر: (World Gold Council, 2025).

و على الرغم من إنهاء شرط تحويل الجهات الرسمية التزاماتها النقدية إلى ذهب بسعر ثابت في عام ١٩٧١ (مع بعض الاستثناءات الفنية) ، فإن احتياطيات الذهب لدى القطاع الرسمي (مقاسة بالأونصة) ظلت مستقرة نسبيًا. وقد اتجهت حصة الذهب في احتياطيات النقد الأجنبي نحو الانخفاض بشكل طفيف بعد مطلع القرن، مع ارتفاع حصة العملات التي تعكس تراكم احتياطيات النقد الأجنبي، وموافقة البنوك المركزية في الدول المتقدمة على تصفية بعض احتياطياتها من الذهب تدريجيًا. ومع ذلك، لا يزال الذهب يُمثل حوالي ١٠٪ من إجمالي الاحتياطيات الدولية في جميع أنحاء العالم، وحصة متزايدة ببطء على السنوات الأخيرة. وعلى الرغم من انخفاض احتياطيات البنوك المركزية من الذهب ببطء على مدار ما يقرب من أربعة عقود، فقد شهدت تلك الاحتياطيات ارتفاعًا منذ الأزمة المالية العالمية ١٠٠٧/ (Arslanalp, et al., 2023, P.7)

وفي ضوء ذلك تبرز أهمية التمييز بين الدول المتقدمة والأسواق الناشئة. ففي الاقتصادات المتقدمة، التي ورثت احتياطيات الذهب لأسباب تاريخية، انخفضت احتياطيات الذهب بعد مطلع القرن. وقد سعت البنوك المركزية في تلك الدول إلى تنويع استثماراتها بعيدًا عن الذهب، ولكن تدريجيًا لمنع حدوث انخفاضات حادة في أسعار احتياطيات الذهب المتبقية. أما في الأسواق الناشئة، فبعد أن ظلت احتياطيات الذهب مستقرة في السنوات الأولى من القرن، شهدت تلك الاحتياطيات ارتفاعًا ملحوظًا منذ الأزمة المالية العالمية. وقد يعكس هذا انخفاض أسعار الفائدة على العملات الاحتياطية الرئيسية في العقد الذي تلا الأزمة، مما قلل من فروق العائد بين الأوراق المالية والذهب أو ربما يعكس دور احتياطيات الذهب باعتبارها ضمانة هامة ضد المخاطر الاقتصادية والمالية والجيوسياسية. بنهاية عام

-

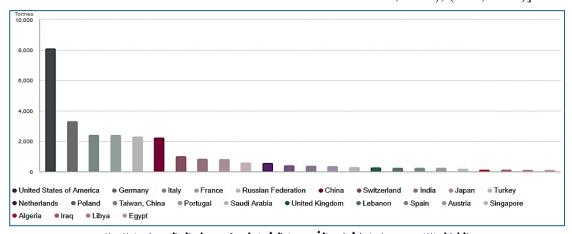
ن تظهر تلك الاستثناءات حتى أوائل العقد الأول من القرن الحادي والعشرين، حيث كان البنك الوطني السويسري ممنوعًا قانونًا من شراء أو بيع الذهب بأي سعر يتجاوز سعر التعادل الرسمي لاتفاقية بريتون وودز. ولتمكينه من بيع نصف احتياطياته من الذهب (وهو ما شرع في القيام به في الفترة اللاحقة)، كان من الضروري تغيير ليس فقط قانون صك العملة في البلاد، بل أيضًا الدستور السويسري، الذي بدوره يتطلب إجراء استفتاء وطني(Arslanalp, et al., 2023, P.7).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

ما ٢٠٢١، استحوذت المنظمات الدولية (وخاصةً صندوق النقد الدولي وبنك التسويات الدولية) على ما يقارب ١٠٪ من احتياطيات الذهب الرسمية. أما النسبة المتبقية، فتمتلكها الاقتصادات المتقدمة بنسبة الثلثين، بينما تمتلكها الأسواق الناشئة والاقتصادات النامية بنسبة الثلث. وتمتلك الولايات المتحدة ودول منطقة اليورو أكثر من نصف إجمالي احتياطيات الذهب النقدية الرسمية. ومن بين الأسواق الناشئة، تُعد روسيا والصين والهند وتركيا أكبر الدول الحائزة على الذهب (Arslanalp, et al., 2023,

وبنهاية عام ٢٠٢١، شكّل الذهب أكثر من ٢٠٪ من احتياطيات البرتغال وكاز اخستان وألمانيا والولايات المتحدة وإيطاليا وأوزبكستان، وأكثر من ٤٠٪ لفرنسا وهولندا وبوليفيا وقبرص والنمسا ولمبنان واليونان. وبالنسبة لمنطقة اليورو (بما في ذلك البنك المركزي الأوروبي)، يُمثل الذهب ٥٣٪ من الاحتياطيات الرسمية بنهاية عام ٢٠٢١. و منذ عام ١٩٩٩، فقد زادت احتياطيات الذهب الرسمية بنسبة ٧٪ من حيث الحجم، مدفوعةً بزيادة قدر ها ١٣٠٪ في أطنان الذهب التي تحتفظ بها الاقتصادات الناشئة والنامية. وكانت روسيا والصين وتركيا والهند أكبر المشترين، بينما كانت سويسرا وفرنسا وهولندا والمملكة المتحدة أكبر البائعين. وفي بعض الحالات (مثل البرتغال)، ارتفعت حصة الذهب في الأصول الاحتياطيات أو الزيادة في الأصول الاحتياطية رغم مبيعات الذهب، إما بسبب التغيرات في إجمالي الاحتياطيات أو الزيادة بنحو ستة أضعاف في سعر الذهب السوقي خلال العقدين الماضيين. (IMF, 2022)

وقد بدأت العديد من الأسواق الناشئة بتنويع استثماراتها بالاعتماد على الذهب بعد الأزمة المالية العالمية. وتسارع هذا التنويع في السنوات الأخيرة كما في حالة بعض الدول (مثل روسيا وتركيا). كما شكلتا كلا من روسيا والصين معًا أكثر من ثلثي إجمالي مشتريات الذهب وأكثر من ثلاثة أرباع صافي المشتريات. وبشكل عام، تعتبر الولايات المتحدة الأمريكية الدولة الأولي في امتلاك احتياطيات الذهب، حيث بلغ احتياطياتها نحو ٨١٣٣,٤٦ طن عام ٢٠٢٤، ثم تليها المانيا وايطاليا وفرنسا وروسيا والصين كما يتضح من الشكل (٢). وبالنسبة لمصر، فقد شكل الذهب نحو ١٢٪ من حجم احتياطياتها الدولية في نهاية عام ٢٠٢٤، كما تمتلك مصر نحو ١٢٦,٨٨ طن من الذهب عام ٢٠٢٤ (World ٢٠٢٤)]



الشكل(٢): حجم احتياطيات الذهب (بالطن) لبعض دول العالم عام ٢٠٢٤

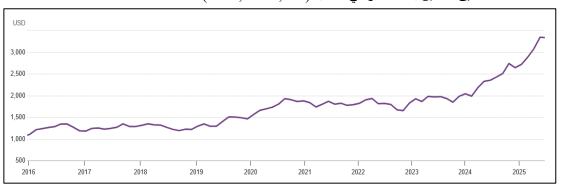
المصدر: (World Gold Council, 2025).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

ولقد شهدت أسعار الذهب العالمية تقلبات ملحوظة خلال الفترة من عام ٢٠١٦ حتى عام ٢٠٠٠، الأمر الذي يعكس طبيعة التغيرات الاقتصادية والمالية والجيوسياسية على المستوى العالمي. ويوضح الشكل (٣) أن أسعار الذهب العالمية اتسمت خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١) بحالة من الاستقرار النسبي حيث تراوحت بين ١١٠٠ و ١٣٥٠ دولارًا للأونصة، مدفوعة بزيادة قوة الدولار وقيام الاحتياطي الفيدرالي الأمريكي برفع أسعار الفائدة، وهو ما أدى إلى تراجع جاذبية الذهب كملاذ استثماري في تلك المرحلة. في حين بدأت الأسعار في الارتفاع بشكل تدريجي في بداية عام ٢٠١٩ لتصل إلى مستويات قياسية بلغت نحو ١٩٠٠ دولار في عام ٢٠٠٠، وذلك نتيجة تباطؤ النمو العالمي وتقشي فيروس كورونا (COVID-19) الذي أدى إلى انتشار حالة من الذعر في الأسواق المالية، مما دفع المستثمرين إلى اللجوء إلى الذهب كملاذ آمن وسط سياسات نقدية توسعية وتراجع أسعار الفائدة (World Gold Council, 2025).

بينما شهدت الفترة (١٩٠١ و ٢٠٠١) حدوث استقرار نسبي في الأسعار مع بعض التراجع الطفيف، حيث تراوحت بين ١٧٥٠ و ١٩٠٠ دولار، وذلك مع بدء تعافي الاقتصاد العالمي من تداعيات الجائحة، في الوقت الذي واصلت فيه البنوك المركزية سياساتها النقدية المرنة. وفي عام ٢٠٢٣ شهدت الأسعار حالة من التذبذب بالقرب من مستوى ٢٠٠٠ دولار نتيجة الضغوط التضخمية عالميًا، واستمرار رفع أسعار الفائدة الأمريكية، ما خلق حالة من عدم اليقين في الأسواق. وقد ساعد هذا التحول، إلى جانب استمرار ثبات التضخم وتراكم احتياطيات البنوك المركزية، على تعزيز الإقبال على الذهب FTSE) (Russell, 2025, P.3)

في حين شهدت الفترة من عام ٢٠٢٤ وحتى بداية ٢٠٢٥ ارتفاعًا حادًا في أسعار الذهب تخطى مستوى ٢٠٠٠ دولار للأونصة، وهو ما يعتبر أعلى مستوى تاريخي خلال الفترة. ويرجع هذا الارتفاع إلى تصاعد الأزمات الجيوسياسية والمالية، خاصة في ظل استمرار الحرب الروسية الأوكرانية، واشتداد التوترات في الشرق الأوسط، إلى جانب الضغوط التضخمية وارتفاع أسعار الطاقة. فضلًا عن زيادة مشتريات البنوك المركزية من الذهب لتعزيز احتياطاتها، وضعف الدولار الأمريكي، وتأثير حالة عدم اليقين المتعلقة بالتجارة على الثقة في الدولار الأمريكي وسندات الخزانة الأمريكية، واتجاه صناديق التأمين في العديد من دول العالم للاستثمار في الذهب، حيث سمحت بكين – على سبيل المثال للمثال للسنثمار في الذهب، حيث سمحت بكين المثال المثل المثال المثل المثل



الشكل (٣): تطور الأسعار العالمية للذهب خلال الفترة (٢٠١٦ - ٢٠٢٥)

المصدر: (World Gold Council, 2025).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

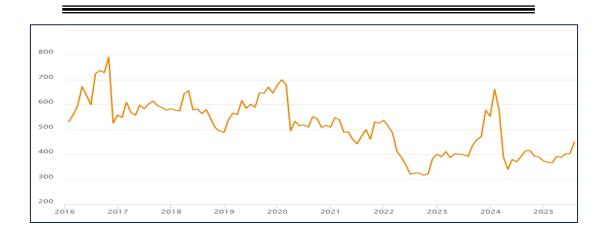
ثانيًا: تطور مؤشر أسعار الأسهم في مصر:

فيما يتعلق بمؤشر أسعار الأسهم (MSCI) في مصر، فقد قامت الحكومة المصرية في نوفمبر عام ٢٠١٦ بتنفيذ برنامج إصلاح اقتصادي شامل بالتعاون مع صندوق النقد الدولي، شمل تحرير سعر الصرف ورفع الدعم تدريجيًا عن الطاقة (صندوق النقد الدولي، ٢٠١٧، ص١٢). ورغم أن هذه الإجراءات كانت تهدف إلى تعزيز الاستقرار المالي، إلا أن آثار ها المباشرة كانت سلبية على السوق المالي، فقد شهد مؤشر أسعار الأسهم في مصر (MSCI) تقلبات حادة، لينخفض بشكل مفاجئ إلى نحو ٣٠,٦٥ نقطة في أكتوبر من نفس العام. ولقد على المؤشر الانخفاض مرة أخرى في يناير ٢٠١٧ ليصل إلى ٥٤٧,٩ نقطة، ثم إلى ٤٩٣,٦ نقطة في نوفمبر ٢٠١٨).

كما استمر الانخفاض التدريجي في مؤشر أسعار الأسهم في مصر، ليسجل نحو ٤٨٨،٥ نقطة في ديسمبر ٢٠١٨. ويعزى ذلك إلى استمرار الضغوط التضخمية، وارتفاع أسعار الفائدة، وتباطؤ النمو في القطاع الخاص. كما ساهمت التوترات التجارية العالمية وخروج رؤوس الأموال من الأسواق الناشئة في تقليل جاذبية السوق المصري. وفي هذا الصدد، فقد أشار تقرير البنك الدولي إلى أن النمو الاقتصادي لم يكن شاملاً، وأن التحديات الهيكلية لا تزال قائمة ;(World Bank, 2019, P.45)].

وعلى الرغم من ارتفاع مؤشر أسعار الأسهم في مصر في بداية عام ٢٠٢٤ ، كما يتضح من الشكل(٤)، ليسجل نحو ٦٦١٨ نقطة مدعومًا بتوقعات بإصلاحات اقتصادية إضافية وتدفقات استثمارية قصيرة الأجل، إلا إنه سرعان ما انخفض مرة أخرى خلال الفترات التالية ليسجل نحو ٣٧٣,٥ نقطة في نهاية العام وبداية عام ٣٧٠٥(MSCI, 2025).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين



الشكل(٤): تطور مؤشر أسعار الأسهم (MSCI) في مصر خلال الفترة(٢٠١٦ - ٢٠٢٥) المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات مؤشر (MSCI) لمصر.

المحور الثالث: قياس العلاقة بين أسعار الذهب وأسعار الأسهم في مصر:

أولًا: مصادر البيانات ومنهجية الدراسة:

تم الاعتماد على البيانات الشهرية لمؤشر الأسعار العالمية للذهب بالدولار الأمريكي، وهو عبارة عن سعر الأونصة الواحدة منه من عيار 11 قيراط (الأونصة = 11 غرامًا) ، وقد تم الحصول على مؤشر أسعار الأسهم المصرية (MSCI) من عليه من World Gold Council. وتم الحصول على مؤشر أسعار الأسهم المصرية (morgan Stanley Capital International. وقد تم إضافة متغيري الموقع الرسمي الخاص بـMorgan Stanley Capital International كمؤشر لمعدل التضخم وسعر صرف الجنيه الرقم الأساسي لأسعار المستهلكين (CORE - CPI) كمؤشر لمعدل التضخم وسعر صرف الجنيه مقابل الدو لار الأمريكي كمتغيرين مُفسرين وضابطين داخل النموذج القياسي، وتم الحصول على هذه البيانات من قاعدة بيانات البنك المركزي المصري .

ولتحقيق استقرار التباين للسلاسل الزمنية للمتغيرات، تم تحويل جميع المتغيرات التي تم أخذها في الاعتبار في هذا البحث باستخدام اللوغاريتمات الطبيعية. أضف إلى ذلك، أنه قد تم تقديم مُتغيرين هيكليين للأخذ في الحسبان أزمة تفشي فيروس كورونا (COVID-19) ٢٠٢٠، والحرب الروسية الأوكرانية ٢٠٢٢. وفي هذا الصدد، فقد تم التعبير عن المتغير الهيكلي الأول(جائحة كورونا) بالرمز D1، والذي يأخذ القيمة ١ من فبراير ٢٠٢٠ وحتى ابريل ٢٠٢٣، بينما يأخذ القيمة صفر خلاف ذلك. في حين تم التعبير عن المتغير الهيكلي الثاني (الحرب الروسية الأوكرانية) بالرمز D2، والذي يأخذ القيمة ١ من فبراير ٢٠٢٠ وحتى يوليو ٢٠٢٠، بينما يأخذ القيمة صفر خلاف ذلك. ولتحقيق استقرار التباين والوضع الطبيعي، تم تحويل جميع المتغيرات التي تم أخذها في الاعتبار في هذا البحث باستخدام اللوغارية الطبيعي.

ر 1979 بالمواجعة المراسات التي تناولت العلاقة بين أسعار الذهب وأسعار الأسهم على إضافة بعض متغيرات الاقتصاد الكلي مثل سعر الصرف والتضخم وغيرها مثل دراسة (Athina, 2024).

[°] اعتمدت العديد من الأدبيات الاقتصادية – لدى دراسة العلاقة بين أسعار الذهب وسوق الأوراق المالية- على الأسعار العالمية للذهب مقومة بالدولار الأمريكي (سعر الأونصة من الذهب) مثل دراسة Al Kharusi and (Basci, 2019)

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

وتعتمد الدراسة الحالية على استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) بكونه لا Autoregressive Distributed Lag model (ARDL) بكونه لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة، بشرط أن لا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة الثانية (I(2). كما يُمكّن نموذج (ARDL) من فصل تأثيرات الأجل القصير عن الأجل الطويل من خلال تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة في الأجلين الطويل والقصير في نفس المعادلة، بالإضافة إلى تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع (Athina, 2024, P.11).

وبالرغم من وجود عدة طرق لاختبار علاقة التكامل المتناظر (المُشترك) بين المتغيرات محل الاهتمام مثل طريقة (Engle and Granger,1987) واختبار , (Dohansen and Juselius, واحتبار (Engle and Granger,1987) على حدة – من (1990) فإن هاتين الطريقتين تتطلبان أن تكون جميع متغيرات النموذج متكاملة – كل على حدة – من نفس الدرجة. وباعتبار أن متغيرات الدراسة الحالية لا تتمتع بنفس درجة السكون (كما سيتضح عند إجراء اختبارات جذر الوحدة)، فلا يمكن استخدام هاتين الطريقتين في إجراء اختبار التكامل المُتناظر. وبالتالي، تستخدم الدراسة الحالية نموذج (ARDL) من خلال أسلوب اختبار الحدود التي قدمتها در اسة (Pesaran et al., 2001). ويتميز هذا النموذج بدقة النتائج في العينات صغيرة الحجم، كما يمكن استخدامه في حالة كون السلاسل الزمنية للمتغيرات لها درجات تكامل مختلفة (ساكنة (0) أو متكاملة من الدرجة الأولى(1)، وهو ما ينطبق على البيانات الخاصة بالدراسة الحالية. ويمكن التعبير عن هذا النموذج باستخدام المعادلة التالية:

 Δ Ln MSCI Egy _t =α₀ + $\sum_{i=1}^{m}$ α1*i* Δ Ln MSCI Egy _{t-i} + $\sum_{i=1}^{m}$ α2*i* Gold Price _{t-I} + $\sum_{i=1}^{m}$ α3*i* Ln Ex Egy_{t-I} + $\sum_{i=1}^{m}$ α4*i* InF Egy _{t-I} + €t

حيث أن:

△ تمثل الفرق الأول.

 $Ln\ MSCI_t$: لوغاريتم مؤشر أسعار الأسهم المصرية.

له الأسعار العالمية للذهب. لوغاريتم الأسعار العالمية للذهب.

Ln Ex Egyt: لو غاريتم سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي.

لوقم الأساسي لأسعار المستهلكين. Ln Inf Egy $_{\rm t}$

Et: حد الخطأ العشوائي White Noise Erorr Term

وباعتبار أن اختبار (F-test) المستخدم في هذه الطريقة له توزيع غير معياري، فقد قامت دراسة (Pesaran et al., 2001) بحساب مجموعتين من القيم الحرجة، حيث تمثل المجموعة الأولى قيم الحد الأدنى التي تغترض أن جميع متغيرات الدراسة ساكنة أو متكاملة من الدرجة الصفرية (I(0))، في حين تمثل المجموعة الثانية من القيم الحرجة قيم الحد الأعلى والتي تغترض أن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى (I(1)). ومن ثم يمكن قبول أو رفض فرضية العدم طبقا للقواعد التالية (Pesaran et al., 2001, P.25)

1- إذا كانت قيمة (F-statistic) المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلى عند مستوى معنوية معين، يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة، مما يعني وجود علاقة تناظر (تكامل) بين المتغيرات محل الدراسة (أي توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

- ٢- إذا كانت قيمة (F-statistic) أقل من القيمة الحرجة للحد الأدنى عند مستوى معنوية معين، لا يمكن رفض فرضية العدم مما يعني عدم وجود علاقة تناظر (تكامل) بين متغيرات الدراسة (أي لا توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة).
- إذا وقعت قيمة (F-statistic) المحسوبة بين القيم الحرجة للحدين الأدنى والأعلى عند مستوى
 معنوية معين، تكون النتيجة غير محسومة، ولا يمكن الجزم بوجود علاقة تناظر متكامل من عدمه.

ومن ثم، فإنه في حالة وجود تناظر (تكامل) بين متغيرات النموذج يتم تقدير معلمات النموذج في الأجل الطويل، كما يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ الذي يمكن التعبير عنه من خلال المعادلة التالية:

Ln MSCI Egy $_{t} = \alpha_{0} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i} 1i$ Δ Ln MSCI Egy $_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i} 2i$ Gold Price $_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i} 3i$ Ln Ex Egy $_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i} 43i$ InF Egy $_{t-i} + \lambda$ EC_{t-1} + ϵ t

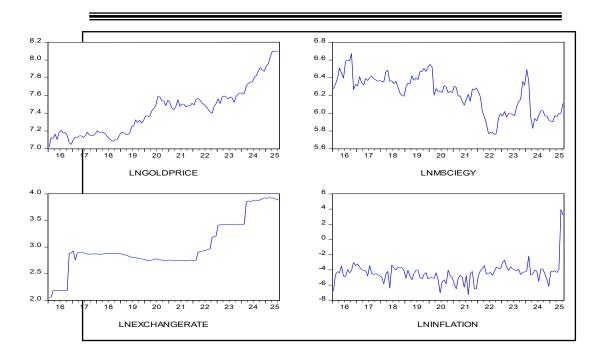
وتمثل λ معامل تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة تعديل أخطاء النموذج للرجوع للوضع التوازني، بحيث يشترط أن تتراوح قيمتها بين (-1) والصغر، أي أن ($0 < \lambda < 1$). أما EC_{t-1} فترمز إلى بواقي الانحدار الذي تم تقديره لعلاقة التناظر (التكامل) في الأجل الطويل.

ثانيًا: نتائج الاختبارات:

١- التحليل المبدئي للبيانات واختبارات سكون السلاسل الزمنية:

يُشير الشكل (٥) إلى أن فترة الدراسة قد شهدت اتجاهًا تصاعديًا لأسعار الذهب العالمية، وذلك تزامنًا مع ضعف أداء البورصة المصرية وانخفاض مؤشر أسعار الأسهم، الأمر الذي قد يُشير إلى وجود علاقة عكسية بينهما تعكس لجوء المستثمرين إلى الذهب كملاذ آمن في ظل ارتفاع مستويات المخاطر وعدم اليقين بالسوق المحلي. كما أن الطفرة التضخمية التي شهدتها مصر منذ عام ٢٠٢٢ ارتبطت ارتباطًا وثيقًا بتدهور سعر الصرف، وهو ما يؤكد الطبيعة المستوردة للتضخم المحلي واعتماد الاقتصاد المصري الكبير على الواردات. لذا، فإن دراسة تلك العلاقة يساعد على فهم أعمق للتفاعلات بين أسعار الذهب العالمية وسوق الأسهم في مصر، في ظل تقلبات التضخم وسعر الصرف.

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين



الشكل(٥): تطور أسعار الذهب العالمية، ومؤشر أسعار الأسهم (MSCI)، وسعر الصرف، ومعدل التضخم في مصر خلال الفترة (يناير ٢٠١٦- يوليو ٢٠١٥)

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views10.

ويعتبر اختبار ديكي – فولر المُوسع Augmented Dicky – Fuller (ADF) من أهم الاختبارات المُستخدمة للتعرف على درجة تكامل السلسلة الزمنية (أي عدد المرات التي يستلزم أخذ الفروق للسلسلة الزمنية حتى تصبح ساكنة). ويتضح من الجدول ()، إمكانية رفض فرض العدم والقائل بوجود جذر الوحدة في السلاسل الزمنية الخاصة بمعدل التضخم في مصر Ln Inf EGY $_t$ عند المستوى الأصلي للسلسلة الزمنية، و على العكس فإنه لا يُمكن رفض فرض العدم والقائل بوجود جذور الوحدة في السلاسل الزمنية لمتغيرات أسعار الذهب Ln Gold Prices $_t$ ولذا تم المستوى الأصلي للسلسلة الزمنية لمتغيرات أسعار الذهب Ln Ex EGY $_t$ وسعر الصرف Ln Ex EGY $_t$ عند المستوى الأصلي للسلسلة الزمنية. ولذا تم إعادة هذا الاختبار باستخدام الفروق الأولى للمتغيرات. وتَبين من الفحص أنه يتم رفض فرض العدم والقائل بعدم سكون السلسلة أي أن المتغيرات تحولت إلى السكون بعد أخذ الفروق الأولى. وبناءً على ذلك، فإن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى (1) أو ساكنة عند المستوى (1) أو مزيج بينهما، مما يعنى إمكانية تطبيق نموذج (ARDL).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

الجدول(١): نتائج اختبار ADF لمتغيرات الدراسة

التعليق	p- قيمة value	قيمة احصائية ADF المحسوبة	فترة التباطؤ	المتغير
سلسلة غير ساكنة. Ln Gold $Prices_t$	0.9867*	0.519127	0	Ln Gold Prices $_t$
سلسلة غير ساكنة. Ln MSCI EGY $_t$	0.1789*	-2.284066	0	Ln MSCI EGY _t
سلسلة غير ساكنة. $Ln \mathrel{Ex} EGY_t$	0.7019*	-1.130539	0	$Ln \ Ex \ EGY_t$
سلسلة ساكنة في المستوى Ln Inf EGY $_t$	0.0000	-7.576176	0	Ln Inf EGY _t
الفروق الأولى للسلسة	0.0000	-11.05656	0	ΔLn Gold Prices _t
ساكنة. ΔLn Gold Prices $_t$				
الفروق الأولى للسلسة	0.0000	-10.73658	0	ΔLn MSCI EGY $_t$
ساكنة. ΔLn MSCI EGY $_t$				
الفروق الأولى للسلسة	0.0000	-10.95118	0	ΔLn Ex EGY $_t$
ساكنة. ΔLn Ex EGY $_t$				•

^{*}تُشير إلى قبول فرضية العدم (عدم السكون Nonstationarity) عند مستويات المعنوية التقليدية (١٪، ٥٪)، وبالتالى نقوم بإجراء الاختبار على الفروق الأولى.

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views10.

٢- نتائج نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL):

1/۲ نتائج اختبار الحدود وفقًا لنموذج (ARDL):

أكدت نتائج اختبار جذر الوحدة اختلاف درجة التكامل بين المتغيرات محل الدراسة، حيث يعد بعضها متكامل عند المستوى(I(0))، وبعضها الأخر متكامل بعد أخذ الفرق الأول(I(1))، مما يعني إمكانية إجراء اختبار التكامل المُتناظر باستخدام منهجية الحدود (Bounds Testing Approach)، ومن ثم اختبار وجود علاقة طويلة الأجل، وكيفية تصحيح الاختلالات التي من الممكن أن تحدث في الأجل القصير.

ويوضح الجدول(٢) الوارد بالمُلحق إنه تم تقدير نموذج (٨,0,1,0,2,0 وفقًا لمعيار (٣) ARDL(4,0,1,0,2,0) أي بعدد 3 فترات إبطاء للمتغير التابع (أسعار الأسهم المصرية)، وعدم وجود فترات إبطاء لأسعار الذهب ومعدل التضخم والحرب الروسية الأوكرانية، وفترة إبطاء واحدة لسعر الصرف، وفترتي إبطاء لأزمة فيروس كورونا. ويوضح الجدول (٣) أن قيمة إحصائية (3) المحسوبة، وهي (3, (3) أكبر من الحدود الدنيا والعليا عند مستويات معنوية (3)، مما يعني رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود علاقة تكامل بين متغيرات الدراسة، وقبول الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة تكامل (علاقة طويلة الأجل) بين متغيرات الدراسة.

^{*} تم تقدير جميع المعادلات بثابت واتجاه زمني.

^{*} تم اختيار فترات الإبطاء طبقا لمعيار (Schwarz Information Criterion (SIC).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

جدول(٣): نتائج اختبار الحدود لعلاقة التكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة

مستوى المعنوية ٥٪		یة ۱۰٪	قيمة	
				إحصائية F
الحدود العليا (I(1)	الحدود الدنيا (I(0)	الحدود العليا (I(1)	۳, ٦٢٩١٦	
٣,٣٨	٢,٣٩	٣	۲,٠٨	

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 10.

٢/٢ نتائج تقدير معلمات النموذج في الأجل الطويل:

في ضوء نتائج اختبار الحدود، فقد تم التوصل إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة، مما يعني إمكانية تقدير معلمات النموذج في الأجلين القصير والطويل. ويوضح الجزء الأعلى من الجدول (٤) عدم وجود أثر معنوي لتغيرات الأسعار العالمية للذهب على أسعار الأسهم المصرية في الأجل الطويل. ويمكن تفسير ذلك، باعتبار أن المتغيرات المحلية (كسعر الصرف) قد تُعد أكثر تأثيرًا في سوق الأسهم من خلال التأثير بشكل مباشر في قرارات المستثمرين مقارنة بتحركات الأسعار العالمية للذهب. وفي مصر، فعادة لا ينظر الأفراد إلى الذهب كأصل استثماري مرتبط بمؤشرات سوق الأسهم، وإنما كمخزن للقيمة وأداة للتحوط ضد التضخم أو فقدان القوة الشرائية للجنيه، الامر الذي قد يُبرر عدم وجود علاقة بين الذهب والأسهم. فضلًا عن القيود الهيكلية التي تواجه سوق المال في يُبرر عدم وجود علاقة بين الذهب والأسهم فضلًا عن القيود الهيكلية التي تواجه سوق المال في الأخرى، وانخفاض معدلات تداول المستثمرين الأجانب، مما يحد من انتقال الأثر المباشر للأسعار المعالمية للذهب إلى سوق الأسهم المصرية. وفي هذا الصدد، فقد توصلت دراسة (Afsal and العالمية للذهب إلى سوق الأسهم المصرية. وفي هذا الصدد، فقد توصلت دراسة (ARDL) إلى نتائج مشابهة في المدى الطويل.

كما تشير النتائج إلى وجود أثر معنوي سالب لتغيرات أسعار الصرف على أسعار الأسهم في الأجل الطويل، مما يعني أن ارتفاع سعر الصرف بنسبة ١٪ سوف يؤدي إلى انخفاض أسعار الأسهم بنسبة ٨,٥٠٪، والعكس صحيح، وهو ما يتفق مع نظرية سوق السلع (أو النموذج المُوجه بالتدفقات) الذي قدمه (Pornbusch and Fisher (1980)، والذي يؤكد أن تغيرات سعر الصرف (كمُتغير مُستقل) هي التي تؤثر في أسعار الأسهم (كمُتغير تابع) من خلال تأثيرها على تنافسية المُنتجات المحلية في الأسواق الدولية. ويؤدي ارتفاع سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي، أي انخفاض قيمة العملة المحلية لدولة ما (أو تخفيضها)، إلى ارتفاع تنافسية مُنتجاتها في الأسواق الخارجية وزيادة الطلب على تلك المُنشرة التنافسية للمُنشآت. وعلى العكس من ذلك، فإن الارتفاع الكبير في قيمة العملة المحلية يعمل على تأكل الميزة التنافسية للمُنشآت المحلية، مما يتسبب في انخفاض أسعار الأسهم. بالإضافة إلى تأثير السلبي لتغيرات سعر الصرف على المحلية، مما يتسبب في انخفاض أسعار الأسهم. بالإضافة إلى تأثير السلبي لتغيرات سعر الصرف على بالعملة الأجنبية لمُزاولة نشاطها، الأمر الذي يؤثر سلبيًا على القدرة التنافسية لهذه المُنشآت، وبالتالي على أسعار أسهمها (El-Diftar, 2023, P.126).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

وتتشابه هذه النتيجة مع النتائج التي توصلت إليها دراسة كل من (Umoru, et al., 2025) وتتشابه هذه النتيجة مع النتائج التي توصلت إليها دراسة (El-Diftar, 2023) وجود علاقة سلبية واضحة على المدى الطويل بين سعر الصرف وأداء سوق الأسهم في إندونيسيا، في حين كانت العلاقة إيجابية طويلة الأجل ذات دلالة إحصائية بين أسعار الصرف وعوائد سوق الأسهم في باقي الدول محل الدراسة (البرازيل، الصين، الهند، المكسيك، روسيا، تركيا).

كما تشير النتائج إلى عدم وجود تأثير معنوي للرقم الأساسي لأسعار المستهلكين على أسعار الأسهم. وقد يرجع ذلك إلى قدرة الشركات في الأجل الطويل على تعديل أسعار منتجاتها وخدماتها لمواكبة ارتفاع المستوى العام للأسعار، مما يؤدي إلى إمتصاص أثر التضخم على أرباح الشركات، ومن ثم على أسعار الأسهم. فضلًا عن قيام البنك المركزي المصري برفع سعر الفائدة بهدف السيطرة على التضخم ، مما أدى تقلص الأثر المباشر للتضخم على سوق الأسهم. وقد تهيمن العديد من المتغيرات مثل سعر الصرف، وتدفقات رؤوس الأموال الأجنبية، والاستقرار السياسي على حركة سوق الأسهم مقارنة بتأثير معدلات التضخم المحلية، الأمر الذي قد يُبرر ضعف تأثير التضخم على حركة أسعار الأسهم. وفي هذا الصدد، قد وصلت دراسة كل من (Azar, 2010) و (Azar, 2025)

وبخصوص تأثير المتغيرات الصورية، فقد أكدت النتائج وجود أثر معنوي سالب لجائحة كورونا والحرب الروسية الأوكرانية على أسعار الأسهم، الأمر الذي يؤكد التأثير السلبي لزيادة حالة عدم اليقين على الاستثمارات المالية، وانخفاض تدفقات رؤوس الأموال للاستثمار في المحافظ المالية، وتراجع مؤشرات رأس المالي السوقي. وقد توصلت دراسة (Kazak, et al., 2025) إلى نتائج مُشابهة في المكسيك وإندونيسيا وتركيا وكوريا الجنوبية.

ويمكن توضيح معادلة الأجل الطويل كالآتى:

Ln MSCI Egy_t= 6.32 + 0.1151Ln Gold Prices_t - 0.258 Ln Ex Egy_t* + 0.005 Ln Inf Egy_t - 0.2274 (Covid-19)_t* - 0.1647 (War)_t*

استمراراً لسياسة التقييد النقدي التي يتبعها البنك المركزي المصري، رفع البنك المركزي المصري منذ مارس 1.7.7 سعر العائد الأساسي بشكل تراكمي بمقدار 1.9.7 نقطة أساس، وذلك من 1.7.7 إلى 1.7.7 من خلال سلسلة من الزيادات التي أجريت في 1.7 مارس، و 1.7.7 مايو، و 1.7 كتوبر، و 1.7 ديسمبر من عام 1.7.7 ناتها زيادات إضافية في 1.7.7 مارس و 1.7.7 أغسطس من عام 1.7.7 من هذه الزيادة التراكمية (أي بمعدل انتقال يبلغ 1.7.7 مرة) على سعر العائد لليلة واحدة على المعاملات بين البنوك، والذي بلغ متوسطه نحو 1.7.7 في مارس 1.7.7، مقابل 1.7.7 في مارس 1.7.7

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

جدول(٤): نتائج تقدير نموذج (4,0,1,0,2,0)

p-value	قيمة إحصائية t	معاملات الانحدار المُقدرة	المتغير
	المسلم ي الأجل الطويل	 أولًا: نتائج النموذج في	
0.4034	0.83925	0.1151	Ln Gold Prices $_t$
0.0096*	-2.6429*	- 0.258	Ln Ex Egy _t
0.7264	0.35089	0.005	Ln Inf Egy t
0.0000*	-4.2861*	-0.227	(Covid-19) _t
0.0181*	-2.4048*	-0.164	(War) _t
0.0000*	7.5415	6.32	C
	ي الأجل القصير	ثانيًا: نتائج النموذج في	
0.1444	1.4713	0.1086	Δ(Ln MSCI Egy _{t-1})
0.027*	2.235*	0.1573	Δ(Ln MSCI Egy _{t -2})
0.1189	1.5732	0.1099	Δ(Ln MSCI Egy _{t -3})
0.0000*	-8.1733	-0.5854	Δ(Ln Ex Egy _t
0.0007*	-3.5083	-0.1605	Δ(Covid-19) _t
0.1002	1.6594	0.0791	$\Delta (\text{Covid-19})_{t-1}$
0.000*	-5.1922*	-0.3602	EC _{t-1}
$R^2=53.4$			

^{*}تشير إلى معنوية المعلمة عند مستوى معنوية ٥٪.

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برامج E-Views 10.

٣/٢ نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير:

وفقًا للنتائج الواردة في الجدول السابق، فقد جاءت معلمة تصحيح الخطأ معنوية وبإشارة سالبة، مما يتفق مع الإشارة النظرية المتوقعة مُسبقًا. ويمكن تفسير قيمة تلك المعلمة بأن ٢٠٣٠، من انحراف مؤشر أسعار الأسهم عن مساره التوازني في الأجل الطويل يتم تصحيحه كل شهر (أي أن نحو ٣٦٪ من هذه الانحرافات يتم تصحيحها كل شهر)، الأمر الذي يعني أنه لا يمكن استعادة التوازن إلا بعد مرور أكثر من شهرين.

وقد أكدت النتائج على وجود أثر معنوي سالب لتغيرات سعر الصرف على أسعار الأسهم في الأجل القصير. كما توضح النتائج أن أهم العوامل المؤثرة معنويًا على أسعار الأسهم في الأجل القصير هي القيم السابقة لأسعار الأسهم(أي أسعار الأسهم في الفترات السابقة)، مما يبرر دور المُضاربة في التأثير على أسعار الأسهم. فضلًا عن التأثير السلبي لجائحة كورونا على سوق الأسهم في الأجل القصير.

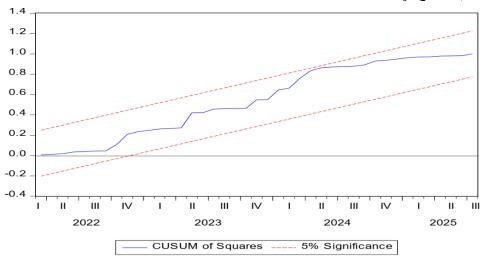
د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

٣- الاختبارات التشخيصية لنموذج (ARDL):

للتحقق من شروط النموذج وعدم وجود مشاكل في القياس، فقد تم الاعتماد على عدد من الاختبارات التشخيصية، وهي اختبار الارتباط الذاتي (Breusch-Godfrey(LM Test)، واختبار عدم ثبات تباين الأخطاء Heteroskedasticity Test Breusch -Pagan -Godfrey الأخطاء النموذج باستخدام كل من اختبار المجموع التراكمي (CUSUM) واختبار المجموع التراكمي للمربعات (CUSUM of Squares).

ويوضح الجدول (°) الوارد بالملحق نتائج اختبار الارتباط الذاتي بين بواقي الانحدار، حيث كانت القيمة الاحتمالية وهي(٢,٢٤) أكبر من (° %)، ومن ثم لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج المقدر عند مستوى معنوية °٪. كما تُشير نتائج اختبار التباين للأخطاء إلى عدم وجود مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ.

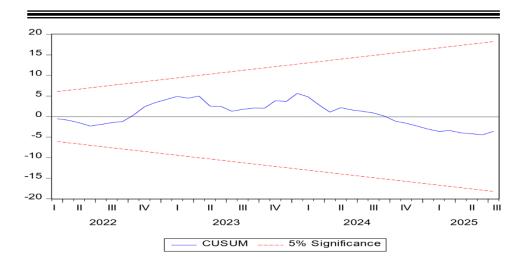
بالإضافة إلى ما سبق، فقد تم اختبار استقرارية النموذج باستخدام كل من اختبار المجموع التراكمي واختبار المجموع التراكمي للمربعات. ويوضح الشكل (7) والشكل(7)، أن القيم التجميعية تقع بين الخطين أي بين حدود الثقة عند مستوى معنوية $(0, \infty)$ ، مما يعني أن معلمات النموذج مستقرة عبر الزمن. ومن ثم فإن معلمات النموذج قصيرة وطويلة الأجل تحقق شرط الاستقرارية، مما يؤكد صحة استخدام النموذج في تفسير العلاقة بين المتغيرات.



الشكل(٦): نتائج اختبار المجموع التراكمي للمربعات لنموذج (ARDL)

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 10.

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين



الشكل(٧): نتائج اختبار المجموع التراكمي لنموذج (ARDL)

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 10.

٣- النتائج والمضمون بالنسبة لصانعي السياسة الاقتصادية

اهتمت الدراسة الحالية بتحليل وقياس العلاقة بين أسعار الذهب العالمية وأسعار الأسهم في مصر خلال الفترة الممتدة من يناير عام ٢٠١٦ وحتى يوليو عام ٢٠٢٥. وقد تم إضافة متغيري الرقم الأساسي لأسعار المستهلكين (CORE – CPI) كمؤشر لمعدل التضخم وسعر صرف الجنيه مقابل الدولار الأمريكي كمتغيرين مُفسرين داخل النموذج، وكذلك دراسة تأثير أزمة كورونا والحرب الروسية الأوكرانية على أسعار الأسهم. وقد اختبرت الدراسة فرضية أساسية مفاداها: وجود علاقة توازنية طويلة وقصيرة الأجل بين أسعار الذهب العالمية ومؤشر أسعار الأسهم في مصر خلال الفترة المُشار إليها باستخدام نموذج (ARDL).

وقد توصلت الدراسة إلى عدم وجود أثر معنوي لتغيرات الأسعار العالمية للذهب والرقم الأساسي لأسعار المستهلكين على أسعار الأسهم المصرية في الأجلين القصير والطويل. في حين كشفت النتائج عن وجود أثر معنوي سالب لتغيرات أسعار الصرف على أسعار الأسهم في الأجلين القصير والطويل. ووجود أثر معنوي سالب لجائحة كورونا والحرب الروسية الأوكرانية على أسعار الأسهم في الأجل الطويل. كما أكدت النتائج أن أهم العوامل المؤثرة معنويًا على أسعار الأسهم في الأجل القصير هي القيم السابقة لأسعار الأسهم أي أسعار الأسهم أي التأثير على السابقة كورونا على سوق الأسهم في الأجل القصير. كما جاءت أسعار الأسهم. فضلًا عن التأثير السلبي لجائحة كورونا على سوق الأسهم في الأجل القصير. كما جاءت معلمة تصحيح الخطأ معنوية وبإشارة سالبة، مما يتفق مع الإشارة النظرية المتوقعة مُسبقًا ويؤكد استقرار النموذج.

وفي ضوء النتائج السابقة، توصي الدراسة بضرورة تعزيز الوعي الاستثماري لدى المتعاملين في سوق الأسهم المصرية بشأن تنويع المحافظ الاستثمارية بين الأصول المختلفة (الأسهم، الذهب، السندات) كآلية لتقليل المخاطر. كما أن غياب العلاقة بين أسعار الذهب وأسعار الأسهم قد يفتح المجال أمام صانعي السياسات لإعادة النظر في كيفية تنظيم العلاقة بين سوق الأوراق المالية وسوق السلع، بما في ذلك تطوير أدوات مالية تربط الذهب بالأسواق المحلية عبر صناديق المؤشرات المتداولة (ETFs). وفي هذا الصدد، قد أكدت دراسة (Shahzad et al., 2022) نجاح هذا التوجه في العديد من الأسواق الناشئة.

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

كما ينبغي على صانعي السياسة الاقتصادية ضرورة تعزيز استقرار سعر الصرف من خلال عمل السلطات النقدية والمالية على الحد من تقلبات سعر صرف العملة المحلية واتباع سياسات فعّالة لإدارة سعر الصرف، بما في ذلك زيادة الاحتياطيات الأجنبية وتنويع مصادر التدفقات الدولارية. فضلًا عن ضرورة تعزيز كفاءة أسواق المال واستقرار أسعار الأسهم في مصر من خلال استخدام أداة وقف التعامل ضرورة تعزيز كفاءة أسواق المال واستقرار أسعرية (Price Limits) لفترات قصيرة، وذلك بهدف عدم التأثير السلبي على الكفاءة التسعيرية والتخفيف من التقلبات الحادة في أسعار الأسهم. علاوة عن أهمية تقوية قاعدة المستثمرين المحليين – خاصة المستثمرين المؤسسيين – للعمل على استقرار السوق المالي في حالة تحركات الأموال الأجنبية الجماعية، وتعزيز الدور الرقابي للسوق المالي من خلال فصل الجهاز الرقابي المعني بإصدار القواعد المنظمة لتداول الأوراق المالية عن إدارة السوق المالي الذي يتم به التداول، والعمل على استكمال الإطار التشريعي بسن قوانين العمل المناسبة، مثل: قانون الشركات المدرجة، وقانون سوق الأوراق المالية واللوائح التنفيذية، وقانون الاستثمار، والقوانين العامة ذات الصلة والتأثير المباشر على السوق المالي.

وأخيرًا، اقتصرت الدراسة الحالية على تحليل وقياس العلاقة بين أسعار الذهب وأسعار الأسهم في مصر مُستخدمةً المؤشر الكلي لأسعار الأسهم (MSCI)، كما اقتصرت على استخدام نموذج (Arouri and وفي هذا الصدد، أكدت بعض الدراسات مثل دراسة (Fu et al., 2011) ودراسة المؤشر الكلي لأسعار الأسهم قد لا يعكس التأثيرات المُختلفة لتغيرات الذهب ومتغيرات الاقتصاد الكلي على القطاعات الاقتصادية المختلفة. ولذا، فيمكن دراسة العلاقة على مستوى القطاعات (مثل البنوك، الصناعة، العقارات) لتحديد القطاعات الأكثر حساسية للتغيرات الاقتصادية العالمية والمحلية. بالإضافة إلى ذلك، فيمكن التوسع في دراسة متغيرات الاقتصاد الكلي وإدراج متغيرات العالمية والمحلية. والمائدة، الدين العام، والسيولة النقدية، لقياس أثر ها على أسعار الأسهم المصرية، وتطبيق بعض النماذج غير الخطية والأثار غير المتماثلة مثل نموذج (NARDL) أو نماذج التباين الشرطي (ARCH/GARCH) لتحليل التأثيرات غير المتماثلة للمتغيرات المختلفة أو الأزمات العالمية على سوق الأسهم. كما أن توسيع نطاق الأصول المالية، مثل سوق السندات، ومراعاة عوائد الأصول المالية المختلفة، يمكن أن يوسع من إمكانات التنويع للمستثمرين في تحديد المحافظ الاستثمارية المثلي، ويمكن أن يكون مجالًا لمزيد من الأبحاث.

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

المراجع:

أولًا: المراجع العربية:

البنك الدولي، (٢٠٢٤)، " النمو في منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا". تقرير أحدث المستجدات الاقتصادية أوسط وشمال أفريقيا.

البنك المركزي المصري، (٢٠٢٥)، تقرير السياسة النقدية، الربع الأول.

صندوق النقد الدولي، (٢٠١٧)، مراجعة أولى لبرنامج التسهيل الموسع لمصر تقرير رقم ١٧/١٧.

- عز الدين، ماجد مسعد أبو اليزيد، (٢٠٢٢)، " أثر تقلبات أسعار النفط وأسعار السلع الغذائية العالمية على سوق الأسهم في بعض دول الشرق الأوسط وشمال إفريقيا". رسالة دكتوراه غير منشورة، كلية التجارة، جامعة بنها.
- فرج، هشام محمد، (٢٠٠٦)، "المُضاربة الأجنبية في الأسواق الناشئة: دراسة تطبيقية على سوق الأوراق المالية المالية المصري". مؤتمر أسواق الأوراق المالية والبورصات: آفاق وتحديات، جامعة الإمارات العربية المُتحدة.
- هندي، منير إبراهيم، (٢٠١٥)، "أساسيات الاستثمار وتحليل الأوراق المالية". دار المعرفة الجامعية، الاسكندرية.

ثانيًا: المراجع الأجنبية:

- Afsal, E., and Haque, M. (2016), "Market interactions in gold and stock markets: Evidence from Saudi Arabia". International Journal of Economics and Financial Issues, 6(3).
- Ahmed, A. A., (2011), "Empirical Testing for Martingale Property: Evidence from the Egyptian and Some Selected MENA Stock Exchanges". PhD thesis, Department of Economics, University of Leicester, England.
- Ahmed, A. A., (2014), "Evolving and Relative Efficiency of MENA Stock Markets: Evidence from Rolling Joint Variance Ratio Tests". *Ensayos Revista de Economía*, Universidad Autonoma de Nuevo Leon, Facultad de Economía, Vol. (1).
- Al Kharusi, S., and Başci, E. S., (2019), "Cointegration and causality between the GCC stock indices and gold indices". *Business and Economic Horizons*, 15(1).
- Al-Ameer, M., Hammad, W., Ismail, A., and Hamdan, A. M. M. (2018), "The relationship of gold price with the stock market: The case of Frankfurt Stock Exchange". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(5).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

- Alqahtani, A., (2019), "Do global financial, oil and gold volatility shocks affect the GCC stock markets?". *Emerging Economy Studies*, 5(2).
- Al-Zoghiby, N. A. and Tayachi, T., (2016), ". Saudi Stock Market, Energy Prices and Gold Prices: An Empirical Study of Their Dynamic Relationship". Palarch's Journal of Archaeology of Egypt/Egyptology, 18(13).
- Anandasayanan, S., Thevananth, J., and Amaresh, M. (2019), "The relationship between inflation and gold price: Evidence from Sri Lanka". *International Journal of Accounting and Financial Reporting ISSN*, Vol. 9, No. 4.
- Ari, A., & Hudaya, R. (2025). The Effect of Profitability, Liquidity, Dividend Policy, Stock Price Volatility, and Inflation on Stock Returns in the Primary Consumer Goods Sector. *Journal of Finance and Business Digital*, 4(1).
- Arouri, M. E. H., and Nguyen, D. K., (2010), "Oil Prices, Stock Markets and Portfolio Investment: Evidence from Sector Analysis in Europe over the last Decade". Energy Policy, 38(8).
- Arslanalp, S., Eichengreen, B., and Simpson-Bell, C., (2023), "Gold as international reserves: A barbarous relic no more?". *Journal of International Economics*, 145, 103822.
- Athina, K. (2024), "The Conditional Relationships between Gold and Stock Market Prices: Evidence from USA". Master Thesis, Jönköping University, international business school.
- Azar, S., (2010), "Inflation and stock returns". International Journal of Economics and Finance, 2(3).
- Dirk, G., and Baur, T. K., (2010), "Is gold a safe haven? International evidence". Journal of Banking and Finance, 34(8).
- El-Diftar, D., (2023), "The impact of exchange rates on stock market performance of the Emerging 7". Journal of Capital Markets Studies, 7(2).
- Enyaah, R. C., (2011), "An Analysis of the Effects of the Interest Rate and Exchange Rate Changes on Stock Market Returns: Empirical Evidence of Ghana Stock Exchange". Master thesis, Kwane University of Science and Technology, Ghana.

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

- FTSE Russell, (2025), "Gold in a fragmented world: Safe haven and strategic asset". LSEG Global Investment Research, April.
- Fu, T. Y., Holmes, M. J. and Daniel, F. S. C. (2011), "Volatility transmission and asymmetric linkages Between the stock and foreign exchange markets: a sectoral analysis". Studies in Economics and Finance, 28(1).
- Hamza, S. H., (2018), "A Dynamic Relationship Between Brent Oil Prices and Stock Markets: The Case of an Oil-importing and Oil-Exporting Country". School of Mathematics and Statistics, Beijing Institute of Technology.
- HĂPĂU, R. G., (2022), "Exploring the Relationship between Exchange Rates, Gold Price and Inflation. An Multivariate Empirical Approach". The 5th International Conference on Economics and Social Sciences, Fostering Recovery through Metaverse Business Modelling, 818.
- Helmy, H. E. (2024). Are Exchange Rate, Interest Rate, and Price level Pass-through to Stock Prices in Egypt Symmetric or Asymmetric?. *African Review of Economics and Finance*, 16(1).
- IMF, International Financial Statistics. https://www.imf.org/en/Data.
- Izzeldin, M., Muradoğlu, Y. G., Pappas, V., Petropoulou, A., and Sivaprasad, S. (2023). "The impact of the Russian-Ukrainian war on global financial markets". *International Review of Financial Analysis*, 87, 102598.
- Kazak, H., Mensi, W., Gunduz, M. A., Kilicarslan, A., and Akcan, A. T. (2025). "Connections between gold, main agricultural commodities, and Turkish stock markets". *Borsa Istanbul Review*, *25*(2).
- Kisswani, K. M., and Elian, M. I., (2017), "Exploring the Nexus Between Oil Prices and Sectoral Stock Prices: Nonlinear Evidence from Kuwait Stock Exchange". *Cogent Economics & Finance*, 5(1).
- Lucey, B. M., Sharma, S. S., and Vigne, S. A., (2017), "Gold and inflation (s)–A time-varying relationship". *Economic Modelling*, 67.
- Madura, J., (2012), "Financial Markets and Institutions". 10th edition, cengagebrain, United States of America.
- Manuel, Á., Dias, R., Galvão, R., and Varela, M. (2024), "Analysing financial market integration between stock and precious metals indices". *International Journal of Economics and Financial Issues*, 14(4).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

- MSCI, 2025. https://www.msci.com.
- O'Connor, F. A., Lucey, B. M., Batten, J. A., and Baur, D. G., (2015), "The financial economics of gold—A survey". *International Review of Financial Analysis*, 41.
- OECD, (2013), "The Role of Banks, Equity Markets and Institutional Investors in Long-Term Financing for Growth and Development", OECD Institutional Investors and Long-Term Investment Project Update, Moscow.
- Pesaran, M., Shin, Y., and Smith, R. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics 16*.
- Qian, Y., Ralescu, D. A., and Zhang, B., (2019), "The analysis of factors affecting global gold price". *Resources Policy*, 64, 101478.
- Shahzad, S. J. H., Bouri, E., Roubaud, D., and Kristoufek, L. (2022), "Safe haven, hedge and diversification for G7 stock markets: Gold versus Bitcoin". *Finance Research Letters*, 43.
- Trabelsi, N., Gozgor, G., Tiwari, A. K., and Hammoudeh, S., (2021), "Effects of price of gold on Bombay stock exchange sectoral indices: new evidence for portfolio risk management". *Research in International Business and Finance*, 55, 101316.
- Tripathy, N., and Tripathy, A. (2016), "A study on dynamic Relationship between Gold price and Stock market price in India". *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 88.
- UBS. (2025, April 11). CIO raises gold price target to USD 3500/oz. Chief Investment Office GWM, Investment Research.
- Umoru, D., Igbinovia, B., & Odegha, B., (2025), "Exchange rate volatility, stock prices and returns in BRICS: The moderating effect of inflation with wavelength analysis. In *Economic Forum* (Vol. 15, No. 1, pp. 38-57). Lutsk, Ukraine: Lutsk National Technical University.
- Venkatraja, B., (2014), "Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Performance in India: An Empirical Analysis". *International Journal of Business Quantitative Economics and Applied Management Research*, 1(6).

المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية (م٧، ع١، ج٤، يناير ٢٠٢٦) د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

- Wijk, J., and Hidmark, P. (2023), "What are the main drivers of gold price?". *KTH Sweden's largest technical university*.
- World Bank, (2019), "Egypt Economic Monitor: From Crisis to Economic Transformation". Washington, DC: World Bank.
- World Gold Council, Data Base, (2025). https://www.gold.org.
- World Gold Council. (2025, April 30). Gold demand trends: Q1 2025.
- Xu, Y., Su, C. W., & Ortiz, J. (2021). Is gold a useful hedge against inflation across multiple time horizons?. *Empirical Economics*, 60(3).
- Yahyazadehfar, M., and Babaie, A. (2012). "Macroeconomic variables and stock price: new evidence from Iran". *Middle-East Journal of Scientific Research*, 11(4).

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

المُلحق جدول(٢): نتائج اختبار الحدود وتقدير نموذج (ARDL)

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(LNMSCIEGY)
Selected Model: ARDL(4, 0, 1, 0, 2, 0)
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Date: 09/15/25 Time: 07:50 Sample: 2016M01 2025M07 ncluded observations: 111

ECM Re	gression
--------	----------

Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. tError	t-Statistic	Prob.
D(LNMSCIEGY(-1)) D(LNMSCIEGY(-2)) D(LNMSCIEGY(-3)) D(LNEXCHANGERATE	0.108682 0.157383 0.109936	0.070394 0.069879	2.235744 1.573239	0.0276 00.1189
D(COVID19) D(COVID19(-1)) CointEq(-1)*	-0.160503 0.079184 -0.360275	0.045749 0.047717	- 3.508309 1.659455 -	00.0007 50.1002
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression	0.534305 0.507438 0.064464	S.D. depe var Akaike in	endent	- 0.003618 0.091852 - 2.584434
Sum squared resid Log likelihood Durbin-Watson stat	0.432183 150.4361 1.958442	Hannan-0		2.413563 - 2.515117

 $[\]ensuremath{^{\star}}$ p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test	Null Hypothesis: No levels relationship			
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	3.629160 5	5% 2.5%	2.08 2.39 2.7	3 3.38 3.73
		1%	3.06	4.15

ARDL Long Run Form and Bounds Test Dependent Variable: D(LNMSCIEGY) Selected Model: ARDL(4, 0, 1, 0, 2, 0) Case 2: Restricted Constant and No Trend

Date: 09/15/25 Time: 07:33 Sample: 2016M01 2025M07 Included observations: 111

C 2.278245 0.5475044.161150 0.00 LNMSCIEGY(-1)* -0.360275 0.074916-4.809031 0.00 LNGOLDPRICE**	Conditional	Error Corre	ction Re	gression	
LNMSCIEGY(-1)* LNGOLDPRICE** LNEXCHANGERATE(-1) LNINFLATION** COVID19(-1) UNAR** -0.093099 0.039836-2.337058 0.02 LNINSCIEGY(-1) -0.093099 0.039836-2.337058 0.02 LNINFLATION** -0.081960 0.024665-3.322971 0.00 LNMSCIEGY(-1)) -0.081960 0.024665-3.322971 0.00 LNMSCIEGY(-1)) -0.108682 0.0775601.401272 0.16 D(LNMSCIEGY(-2)) D(LNMSCIEGY(-3)) D(LNMSCIEGY(-3)) D(LNEXCHANGERATE)-0.585488 0.079966-7.321744 0.00 D(COVID19) -0.160503 0.049095-3.269228 0.00 D(COVID19(-1)) -0.79184 0.0502091.577077 0.11 * p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z). Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend Std. CoefficientError t-Statistic Prol LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE -0.258411 0.097774-2.642954 0.00 COVID19 -0.227494 0.053076-4.286181 0.00 COVID19 -0.2584*LNEXCHANGERATE + COUNTY O.068519-2.404816 0.01 COVID19 -0.2584*LNEXCHANGERATE + COUNTY O.068519-2.404816 0.01 COVID19 -0.2584*LNEXCHANGERATE + COUNTY O.068519-2.404816 0.01 COVID19 -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR COVID19 -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR COVID19 -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR COVID19 -0.227	Variable	Coefficien		t-Statistic	Prob.
LNGOLDPRICE** LNEXCHANGERATE(-1) -0.093099 0.039836-2.337058 0.02 LNINFLATION** -0.081960 0.024665-3.322971 0.00 WAR** -0.059365 0.028692-2.069054 0.04 D(LNMSCIEGY(-1)) 0.108682 0.0775601.401272 0.16 D(LNMSCIEGY(-2)) 0.157383 0.0741192.123391 0.03 D(LNMSCIEGY(-3)) 0.109936 0.0746441.472807 0.14 D(LNEXCHANGERATE)-0.585488 0.079966-7.321744 0.00 D(COVID19) -0.160503 0.049095-3.269228 0.00 D(COVID19) -0.160503 0.049095-3.269228 0.00 D(COVID19(-1)) 0.079184 0.0502091.577077 0.11 *p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z). Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend Std. CoefficientError t-Statistic Prof LNGOLDPRICE 0.115114 0.1371620.839257 0.40 LNEXCHANGERATE -0.258411 0.097774-2.642954 0.00 COVID19 -0.227494 0.053076-4.286181 0.00 COVID19 -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR COVID19 -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR COSSSA*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR COSSSA*LNEXCHANGERATE -0.2275*COVID1	С	2.278245	0.54750	44.161150	0.000
LNEXCHANGERATE(-1)	LNMSCIEGY(-1)*	-0.360275	0.07491	6-4.809031	0.000
LNINFLATION** COVID19(-1) -0.081960 0.024665-3.322971 0.00 WAR** -0.059365 0.028692-2.069054 0.04 D(LNMSCIEGY(-2)) 0.157383 0.0741192.123391 0.03 D(LNMSCIEGY(-3)) 0.109936 0.0746441.472807 0.14 D(LNEXCHANGERATE)-0.585488 0.079966-7.321744 0.00 D(COVID19) -0.160503 0.049095-3.269228 0.00 D(COVID19(-1)) 0.079184 0.0502091.577077 0.11 * p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z). Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend Std. Variable CoefficientError t-Statistic Prol LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE -0.258411 0.097774-2.642954 0.00 COVID19 -0.227494 0.053076-4.286181 0.00 COVID19 -0.164777 0.068519-2.404816 0.01 C EC = LNMSCIEGY - (0.1151*LNGOLDPRICE 0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000		0.041473	0.05041	40.822643	0.412
COVID19(-1)	,				0.021
WAR**					0.724
D(LNMSCIEGY(-1))	COVID19(-1)	-0.081960	0.02466	5-3.322971	0.001
D(LNMSCIEGY(-2)) 0.157383 0.0741192.123391 0.03 D(LNMSCIEGY(-3)) 0.109936 0.0746441.472807 0.14 D(LNEXCHANGERATE)-0.585488 0.079966-7.321744 0.00 D(COVID19) -0.160503 0.049095-3.269228 0.00 D(COVID19(-1)) 0.079184 0.0502091.577077 0.11 * p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z). Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend Std. Variable CoefficientError t-Statistic Prol LNGOLDPRICE 0.115114 0.1371620.839257 0.40 LNEXCHANGERATE -0.258411 0.097774-2.642954 0.00 LNINFLATION 0.005014 0.0142900.350899 0.72 COVID19 -0.227494 0.053076-4.286181 0.00 WAR -0.164777 0.068519-2.404816 0.01 C 6.323632 0.8385097.541517 0.00 EC = LNMSCIEGY - (0.1151*LNGOLDPRICE 0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000	WAR**	-0.059365	0.02869	2-2.069054	0.041
D(LNMSCIEGY(-3)) 0.109936 0.0746441.472807 0.14 D(LNEXCHANGERATE)-0.585488 0.079966-7.321744 0.00 D(COVID19) -0.160503 0.049095-3.269228 0.00 D(COVID19(-1)) 0.079184 0.0502091.577077 0.11 * p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z). Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend Std. Variable CoefficientError t-Statistic Prol LNGOLDPRICE 0.115114 0.1371620.839257 0.40 LNEXCHANGERATE -0.258411 0.097774-2.642954 0.00 LNINFLATION 0.005014 0.0142900.350899 0.72 COVID19 -0.227494 0.053076-4.286181 0.00 WAR -0.164777 0.068519-2.404816 0.01 C 6.323632 0.8385097.541517 0.00 EC = LNMSCIEGY - (0.1151*LNGOLDPRICE 0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000	D(LNMSCIEGY(-1))	0.108682	0.07756	01.401272	0.164
D(LNEXCHANGERATE)-0.585488 0.079966-7.321744 0.00 D(COVID19)	D(LNMSCIEGY(-2))	0.157383	0.07411	92.123391	0.036
D(COVID19)	D(LNMSCIEGY(-3))	0.109936	0.07464	41.472807	0.144
D(COVID19(-1)) 0.079184 0.0502091.577077 0.11 * p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z). Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend Std. Variable CoefficientError t-Statistic Prol LNGOLDPRICE 0.115114 0.1371620.839257 0.40 LNEXCHANGERATE -0.258411 0.097774-2.642954 0.00 LNINFLATION 0.005014 0.0142900.350899 0.72 COVID19 -0.227494 0.053076-4.286181 0.00 WAR -0.164777 0.068519-2.404816 0.01 C 6.323632 0.8385097.541517 0.00 EC = LNMSCIEGY - (0.1151*LNGOLDPRICE 0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000	D(LNEXCHANGERATE	E)-0.585488	0.07996	6-7.321744	0.000
* p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z). Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend Std. Variable CoefficientError LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE -0.258411 0.097774-2.642954 LNINFLATION 0.005014 0.0142900.350899 0.72 COVID19 -0.227494 0.053076-4.286181 C 6.323632 0.8385097.541517 C EC = LNMSCIEGY - (0.1151*LNGOLDPRICE 0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000	D(COVID19)	-0.160503	0.04909	5-3.269228	0.001
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z). Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend Std. Variable CoefficientError LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE -0.258411 0.097774-2.642954 0.00 LNINFLATION 0.005014 0.0142900.350899 0.72 COVID19 -0.227494 0.053076-4.286181 0.00 WAR -0.164777 0.068519-2.404816 0.01 C 6.323632 0.8385097.541517 0.00 EC = LNMSCIEGY - (0.1151*LNGOLDPRICE 0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000	D(COVID19(-1))	0.079184	0.05020	91.577077	0.118
LNGOLDPRICE 0.115114 0.1371620.839257 0.40 LNEXCHANGERATE -0.258411 0.097774-2.642954 0.00 LNINFLATION 0.005014 0.0142900.350899 0.72 COVID19 -0.227494 0.053076-4.286181 0.00 WAR -0.164777 0.068519-2.404816 0.01 C 6.323632 0.8385097.541517 0.00 EC = LNMSCIEGY - (0.1151*LNGOLDPRICE 0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000	•	stant and N	o Trend		
LNEXCHANGERATE	•	stant and N			
LNINFLATION 0.005014 0.0142900.350899 0.72 COVID19 -0.227494 0.053076-4.286181 0.00 WAR -0.164777 0.068519-2.404816 0.01 C 6.323632 0.8385097.541517 0.00 EC = LNMSCIEGY - (0.1151*LNGOLDPRICE 0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000	Case 2: Restricted Con		Std.	t-Statistic	Prob.
COVID19	Case 2: Restricted Con Variable	Coefficien	Std. tError		
WAR	Case 2: Restricted Con Variable LNGOLDPRICE	Coefficien	Std. tError 0.13716	20.839257	0.403
C 6.323632 0.8385097.541517 0.00 EC = LNMSCIEGY - (0.1151*LNGOLDPRICE 0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000	Case 2: Restricted Con Variable LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE	0.115114 -0.258411	Std. tError 0.13716 0.09777	20.839257 4-2.642954	0.403
EC = LNMSCIEGY - (0.1151*LNGOLDPRICE 0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000	Case 2: Restricted Con Variable LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE LNINFLATION	0.115114 -0.258411 0.005014	Std. tError 0.13716 0.09777 0.01429	220.839257 4-2.642954 000.350899	0.403 0.009 0.726
0.2584*LNEXCHANGERATE + 0.0050*LNINFLATION -0.2275*COVID19 -0.1648*WAR 6.3236) Null Hypothesis: No lev relationship	Case 2: Restricted Con Variable LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE LNINFLATION COVID19	0.115114 -0.258411 0.005014 -0.227494	Std. tError 0.13716 0.09777 0.01429 0.05307	20.839257 4-2.642954 00.350899 6-4.286181	0.403 0.009 0.726 0.000
F-Bounds Test relationship Test Statistic Value Signif. I(0) I(1) Asymptotic: n=1000	Case 2: Restricted Con Variable LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE LNINFLATION COVID19 WAR	0.115114 -0.258411 0.005014 -0.227494 -0.164777	Std. tError 0.13716 0.09777 0.01429 0.05307 0.06851	20.839257 4-2.642954 00.350899 6-4.286181 9-2.404816	0.403 0.009 0.726 0.000 0.018
Asymptotic: n=1000	Case 2: Restricted Con Variable LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE LNINFLATION COVID19 WAR C EC = LNMSCIEGY 0.2584*LNEXCHANGE 0.0050*LNINFLATION	0.115114 -0.258411 0.005014 -0.227494 -0.164777 6.323632 (- (0.4274)	Std. tError 0.13716 0.09777 0.01429 0.05307 0.06851 0.83850	20.839257 4-2.642954 00.350899 6-4.286181 9-2.404816 97.541517 GOLDPRICE	0.403 0.009 0.726 0.000 0.018 0.000
n=1000	Case 2: Restricted Con Variable LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE LNINFLATION COVID19 WAR C EC = LNMSCIEG 0.02584*LNEXCHANGE 0.0050*LNINFLATION 6.3236)	0.115114 -0.258411 0.005014 -0.227494 -0.164777 6.323632 (- (0.4274)	Std. tError 0.13716 0.09777 0.01429 0.05307 0.06851 0.83850 1151*LN0	20.839257 4-2.642954 90.350899 6-4.286181 9-2.404816 97.541517 GOLDPRICE 9 -0.1648*1	0.403 0.009 0.726 0.000 0.018 0.000
	Case 2: Restricted Con Variable LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE LNINFLATION COVID19 WAR C EC = LNMSCIEG' 0.2584*LNEXCHANGE 0.0050*LNINFLATION 6.3236) F-Bounds Test	Coefficien 0.115114 -0.258411 0.005014 -0.227494 -0.164777 6.323632 (- (0.78ATE + -0.2275*0	Std. tError 0.13716 0.09777 0.01429 0.05307 0.06851 0.83850 1151*LN0 COVID19 Null Hy relations	220.839257 4-2.642954 900.350899 6-4.286181 9-2.404816 97.541517 GOLDPRICE 9 -0.1648*1	0.403 0.009 0.726 0.000 0.018 0.000
F-statistic 3.629160 10% 2.08 3	Case 2: Restricted Con Variable LNGOLDPRICE LNEXCHANGERATE LNINFLATION COVID19 WAR C EC = LNMSCIEG' 0.2584*LNEXCHANGE 0.0050*LNINFLATION 6.3236) F-Bounds Test	Coefficien 0.115114 -0.258411 0.005014 -0.227494 -0.164777 6.323632 (- (0.78ATE + -0.2275*0	Std. tError 0.13716 0.09777 0.01429 0.05307 0.06851 0.83850 1151*LN0 COVID19 Null Hy relations	20.839257 4-2.642954 90.350899 6-4.286181 9-2.404816 97.541517 GOLDPRICE 9 -0.1648*1 pothesis: Noship	0.403 0.009 0.726 0.000 0.018 0.000 WAR

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 10.

5%

2.5%

2.39

2.7

3.06

3.38

3.73

4.15

د. ماجد مسعد أبو اليزيد عز الدين

جدول(٥): اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء وعدم ثبات التباين لنموذج (ARDL)

Breusch-Godfrey Se	erial Correlation	LM Test:		-
F-statistic	1.436037	Prob. F(2,96) Prob. Chi-	0.2429	<u>'</u> ا
Obs*R-squared	3.2243705		0.1995	l

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Date: 09/15/25 Time: 08:31 Sample: 2016M05 2025M07 Included observations: 111

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Errort-Statistic	Prob.
LNMSCIEGY(-1)	-0.0769360.	- 1611560.477398	0.6342
LNMSCIEGY(-2) LNMSCIEGY(-3)		1516960.889583 1238501.051332	
LNMSCIEGY(-4) LNGOLDPRICE		- 0771380.300839 0569530.549336	
LNEXCHANGERATE LNEXCHANGERATE(- 0798680.082121 -	0.9347
1)	-0.0370490.	0918430.403397	0.6876
LNINFLATION	-1.39E-050.	0050950.002730	0.9978
COVID19	-0.0087130.	- 0491500.177274	0.8597
COVID19(-1)	-0.0062380.	- 0721450.086460	0.9313
COVID19(-2)	-0.0151840.	0516500.293985	0.7694
WAR C RESID(-1) RESID(-2)	0.5672700. 0.0783210.	0317320.469340 7032890.806596 1893210.413692 1731551.692720	0.4219 0.6800
R-squared	0.029048de	Mean ependent var S.D. dependent	-2.90E- 15
Adjusted R-squared	-0.112549va	ar .	0.062681
S.E. of regression	0.066115cr	Akaike info iterion Schwarz	2.469768
Sum squared resid	0.419628cr		2.103616
Log likelihood	152.0721cr	iter.	2.321231
F-statistic Prob(F-statistic)	0.205148st 0.999067	Durbin-Watson at	1.969521

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey					
F-statistic	1.278562	Prob. F(12,98) Prob. Chi-	0.2434		
Obs*R-squared	15.025628	Square(12) Prob. Chi-	0.2400		
Scaled explained SS	16.808865		0.1569		

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 09/15/25 Time: 07:53 Sample: 2016M05 2025M07 Included observations: 111

Variable	Coefficient	Std. Errort-Statistic	c Prob.
С	-0.0137220	.0538200.254966	- 6 0.7993
LNMSCIEGY(-1) LNMSCIEGY(-2) LNMSCIEGY(-3)	0.0207870	.0084431.13592 .0095772.170590 .0095900.038978	0.0324
LNMSCIEGY(-4) LNGOLDPRICE		.0073371.066994 .0049560.128718	
LNEXCHANGERATE LNEXCHANGERATE(-	•	.0078611.185043	
1) LNINFLATION		.0083660.545662	-
COVID19		.0048260.121819	-
COVID19(-1)	-0.0006640	.0066760.099458	- 3 0.9210 -
COVID19(-2) WAR		.0049360.043404 .0028202.655403	
R-squared	0.135366de	Mean ependent var S.D. dependent	0.003894
Adjusted R-squared	0.029492va		0.006626
S.E. of regression	0.006528cr	Schwarz	7.115790
Sum squared resid	0.004176cr	Hannan-Quinn	6.798457
Log likelihood	407.9263cr	Durbin-Watson	6.987057
F-statistic Prob(F-statistic)	1.278562st 0.243401	tat	2.269713

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج E-Views 10.

Analyzing and Measuring the Relationship between Gold Prices and the Egyptian Stock Market

Abstract:

The current study aimed to analyze and measure the relationship between global gold prices and stock prices in Egypt during the period from January 2016 to July 2025. The core consumer price index (*CORE-CPI*) was added as an indicator of the inflation rate and the Egyptian pound's exchange rate against the US dollar as explanatory variables within the model. The study also examined the impact of the (COVID-19) crisis and the Russian Ukrainian war on stock prices. The study tested a basic hypothesis: the existence of a long- and short-term equilibrium relationship between global gold prices and the Egyptian stock price index during the specified period using the ARDL model.

The study found no significant effect of changes in global gold prices and the core consumer price index on Egyptian stock prices in the short and long term. However, the results revealed a negative significant effect of exchange rate fluctuations on stock prices in the short and long term. The (COVID-19) pandemic and the Russian Ukrainian war have a negative, significant impact on stock prices in the long term. The results also confirmed that the most significant factors that significantly influence stock prices in the short term are historical stock price values (i.e., stock prices in previous periods), justifying the role of speculation in influencing stock prices. Furthermore, the (COVID-19) pandemic has a negative impact on the stock market in the short term. In light of this, the study recommends enhancing investment awareness among Egyptian stock market participants regarding diversifying investment portfolios across various assets (stocks, gold, bonds) as a risk reduction mechanism. Economic policymakers should also enhance the efficiency of the capital market, promote exchange rate stability, limit local currency fluctuations, and implement effective policies to manage it, including increasing foreign reserves and diversifying sources of dollar inflows. Keywords: Gold prices, Stock market, (COVID-19) pandemic, Russian Ukrainian War, (ARDL) Model.

JEL classification: G01, G11, G15.