مجلة البحوث المالية والتجارية

المجلد (21) – العدد الثاني – ابريل 2020

أثر حساسية عوائد أسهم المنشأة للتغيرات في بيئتها الخارجية على تعثرها المالي: دراسة تطبيقية على الشركات المقيدة بالبورصة المصرية

The Effect of Firm's Stock Returns Sensitivity to Changes in its External Environment on its Financial Distress: Applied Study on Companies Listed on the Egyptian Exchange (EGX)

د/ عصام الدين محمد علي الجبالي

مدرس بقسم إدارة الأعمال - كلية التجارة- جامعة طنطا

(معار حاليًا بقسم التمويل والاقتصاد بكلية إدارة الأعمال جامعة طيبة بالسعودية)

ملخص

تهدف هذه الدراسة إلى بيان حساسية عوائد أسهم المنشأة للتغيرات في بيئتها الخارجية على احتمال تعثرها المالي بالتطبيق على الشركات المقيدة بالبورصة المصرية خلال الفترة من عام 2009 إلى عام 2018. ولقد تم توظيف نموذج انحدار كوكس للأخطار المتناسبة كأحد نماذج البقاء. وعلى حد علم الباحث فإن الدراسة الحالية هي أول دراسة تطبق هذا النموذج لتحقيق أهداف البحث. ولقد تم استخدام أربعة متغيرات اقتصادية هي معدل التضخم ومعدل النمو في الإنتاج الصناعي وعائد أذون الخزانة لمدة عام والمعروض النقدي M2، علاوة على متغير عائد مؤشر الأسهم المصري EGX30 لبيان أثرها على احتمال التعثر المالي. ويبلغ حجم العينة الكلي 120 شركة غير مالية. وبتطبيق نموذج انحدار كوكس تم التأكيد على أهمية متغيرات البيئة الخارجية في التأثير على احتمال التعثر المالي. وبالتحديد، تم التوصل لوجود تأثير معنوي طردي لحساسية المنشأة للتغير في العائد على أذون الخزانة على احتمال التعثر المالي، وتأثير معنوي عكسي لحساسية المنشأة لتتغير في كل من معدل التضخم وعائد مؤشر EGX30 على هذا الاحتمال. ولقد تم تأكيد هذه النتائج باستخدام طرق بديلة لقياس بعض متغيرات البحث، واستخدام طريقة أخرى لتجزئة العينة الكلية للبحث. مع ملاحظة أن نتائج البحث حساسة لمقياس التعثر المالي المستخدم. ولقد تم تقديم العديد من التوصيات الخاصة بالأبحاث المستقبلية.

الكلمات المفتاحية: التعثر المالي، البيئة الخارجية، المتغيرات الاقتصادية، تحليل البقاء، نموذج انحدار كوكس، البورصة المصرية.

Abstract

This study aims to investigate the impact of firm's stock returns sensitivity to changes in its external environment on the probability of its financial distress in companies listed on the Egyptian exchange during the period from 2009 to 2018. The Proportional hazards Cox regression model is employed as one of the survival models. As far as the researcher knows, the current study is the first study to apply this model to achieve the research goals. Four economic variables, namely inflation rate, the industrial production growth rate, one-year Treasury bill rate, and money supply (M2), as well as the return of the Egyptian stock index (EGX30) have been used to demonstrate their impact on the probability of financial distress. The total sample size is 120 non-financial companies. The results of Cox regression model confirm the importance of external environment indicators on the probability of financial distress. More specifically, a significant positive effect of firm's sensitivity to changes in treasury bills return on the probability of financial distress, and a significant negative effect of firm's sensitivity to changes in both inflation rate and the return of EGX30 index on this probability are documented. These results are confirmed by employing alternative methods to measure some of the research variables, and using another method to segment the overall sample. However, the results are sensitive to the measure of financial distress employed. Several recommendations have been proposed for future research.

Keywords: Financial distress, External Environment, Economic Variables, Survival Analysis, Cox regression, The Egyptian Exchange (EGX).

مقدمة:

لقد زادت أهمية نماذج التنبؤ بالتعثر المالي والإفلاس بعد الأزمة المالية العالمية عام 2008؛ والتي أدت إلى زيادة حالات الإفلاس بدول مختلفة. ولقد بينت هذه الأزمة أنه حتى أقوى الشركات الدولية يجب أن تكون متيقظة بشأن موقفها المالي. ولقد أصبح سعي الشركات الكبرى نحو التدويل هو استراتيجية الأعمال الأساسية لها، مما جعل هذه الشركات تعمل في بيئات مختلفة عن بيئتها الأصلية. ولقد نتج عن ذلك تحديات كبيرة يمكن أن تؤثر على بقاء المنشأة. فالمديرون لا يجب عليهم التحكم فقط في المخاطر المالية لشركاتهم ولكن يجب عليهم أيضًا مراعاة عوامل الاقتصاد الكلي والعوامل التنظيمية بالأسواق التي يعملون بها وأثرها على الموقف المالي لشركاتهم (Fernández-Gámez et al., 2019).

ويعد التنبؤ بالتعثر المالي وإفلاس الشركات من أكثر الموضوعات التي تم إجراء عليها بحوث تطبيقية. ومن أوائل الدراسات التي تمت في هذا المجال دراستي Beaver (1966) و Altman (1968) على السوق الأمريكي. ولقد بحثت الدراسات السابقة عدة محددات للتعثر المالي أهمها المحددات المحاسبية والسوقية والمتعلقة بالتدفقات النقدية والاقتصادية. ولقد كان التركيز الأكبر لهذه الدراسات على المحددات المحاسبية للتعثر المالي.

ومن الدراسات الحديثة التي بحثت المحددات المحاسبية للتعثر المالي دراسات Inekwe et al. (2018) و Acosta-Gonzalez et al. (2019) و Agarwal & Panti (2019) و Cepec & Grajzl. (2020). كما اهتمت دراسات أخرى (مثل Ninh et al., 2018; Tinoco et al., 2018) بدراسة المحددات المحاسبية والسوقية معًا للتعثر المالي. ومن الدراسات التي اهتمت بدراسة أثر متغيرات التدفقات النقدية على التعثر المالي دراسة Fawzi et al. (2015) ودراسة Das (2017). أما المحددات الاقتصادية للتعثر المالي فقد اهتمت ببحثها دراسات أهمها Altman (1983) و Tirapat & Nittayagasetwat (1999) و Tinoco & Wilson (2013) و Agrawal & Maheshwari (2014) و Muda et al. (2017) و Ninh et al. (2018) و Tinoco et al. (2018) و Acosta-Gonzalez et al. (2019) و Fernández-Gámez et al. (2019) و Khoja et al. (2019) و Prazak (2019).

وتعد المنظمة نظامًا مفتوحًا يؤثر على البيئة الخارجية ويتأثر بها. لذا لا ينبغي التركيز فقط على المحددات الداخلية للتعثر المالي، بل يجب أيضًا دراسة الأثر المحتمل لعناصر البيئة الخارجية الاقتصادية والسياسية والاجتماعية والتكنولوجية .... إلخ. فعلى الرغم من شيوع الدراسات التي اهتمت بدراسة المتغيرات المحاسبية كمحددات للتعثر المالي، إلا أنه لا ينبغي الاعتماد فقط على هذه المتغيرات للتنبؤ بالتعثر المالي؛ لأن النظام المحاسبي للمنشأة يعتمد على المعايير المحاسبية والتي من النادر أن تعكس التغيرات اللحظية في الموقف المالي للمنشأة عند حدوث الأزمات المالية. فالاعتماد على الخصائص المالية للمنشأة وحدها يثير التساؤل بشأن مدى كفاية هذه الخصائص وحدها للتنبؤ بالتعثر المالي في حالة الأزمات (Tirapat & Nittayagasetwat, 1999). كما أن المقاييس المحاسبية أكثر عرضة للتلاعب من قبل الإدارة، وتتجاهل تكلفة حقوق الملكية، وتعتمد على مبدأ التكلفة التاريخية، مما يقلل من قدرتها على إظهار القيمة الحقيقية للمعلومات. (Al-Awawdeh & Al-Sakini, 2018؛ محمد، 2018).

وتعد المتغيرات الاقتصادية من أهم متغيرات البيئة الخارجية للمنظمة؛ لذا سيتم التركيز على المحددات الاقتصادية للتعثر المالي بشكل أساسي في هذه الدراسة. فالدراسات التي اهتمت ببحث أثر المتغيرات الاقتصادية على التعثر المالي قليلة نسبيًا. فمتغيرات الاقتصاد الكلي لها علاقة بالتعثر المالي للشركات، ولا ينبغي توجيه اللوم دائمًا للإدارة وحدها على أنها المسؤولة عن فشل

المنشأة، فقد يرجع الفشل بشكل أساسي لتأثير متغيرات الاقتصاد الكلي وغيرها من المتغيرات الخارجية عند زيادة حساسية تأثر المنشأة بهذه المتغيرات. لذا فمن المفيد بناء نماذج كلية- جزئية للتنبؤ بالتعثر المالي (Jayasekera, 2018).

وعلى الرغم من تأثر جميع المنشآت بالمتغيرات الخارجية، إلا أنه من الخطأ افتراض تماثل هذا التأثر بكل المنشآت؛ حيث تختلف حساسية تأثر كل منشأة بالمتغيرات الخارجية. ومن المفترض أنه كلما زادت حساسية تأثر المنشأة بالمتغيرات الخارجية، كلما زاد احتمال تعرضها للتعثر المالي خاصة في فترات الأزمات المالية. ومن المتوقع أن يكون للنشاط الكلي السلبي المتراكم أثر سلبي على كل المنشآت، إلا أن تأثيره سيكون أكبر بالمنشآت المعرضة للفشل. (Altman, 1983; Acosta-Gonzalez et al., 2019)

ويلاحظ أن إدخال عوامل مخاطر الدولة في نماذج التنبؤ بالتعثر على مستوى المنشأة يحسن من القوة التفسيرية للنماذج. فمتغيرات الاقتصاد الكلي مسؤولة عن نسبة قد تبلغ 50% من التغيرات في عوائد الشركة. ولكن معظم الشركات تفترض أن كل الشركات تتصرف على نحو متماثل خلال فترة الركود الاقتصادي أو خلال فترة التوسع، على الرغم من أن الشركات الصحيحة ماليًا خلال فترة التوسع يمكن إما أن تصبح متعثرة خلال فترة الركود أو أن تستمر في صحتها المالية ولو بدرجة أقل. والشركات المتعثرة ماليًا خلال فترة التوسع يمكن أن يزداد تعثرها المالي أو تصبح مفلسة خلال فترة الركود (Habib et al., 2018).

ويؤثر الوضع الاقتصادي للدولة على بيئة الأعمال من خلال التغيرات في عوامل الاقتصاد الكلي والتي من أهمها معدل التضخم، ومؤشر الإنتاج الصناعي، وسعر الفائدة، والمعروض النقدي؛ لذا تم التركيز على دراسة هذه المتغيرات الاقتصادية في الدراسة الحالية. كما أن مؤشر سوق الأسهم يعد مرآه للبيئة الخارجية للمنشأة؛ لذا تم استخدامه ليعكس أيضًا الحالة الاقتصادية للدولة وغيرها من عوامل البيئة الخارجية كالعوامل السياسية والاجتماعية والتكنولوجية.

ولم يكتفي الباحث بدراسة المحددات الخارجية للمنشأة، بل استخدم المدخل الكلي- الجزئي في التحليل؛ حيث تم استخدام مجموعة من المتغيرات الضابطة المحاسبية والسوقية والمتعلقة بالتدفقات النقدية حتى يتم توصيف النموذج بشكل جيد. ولقد تم تغطية جوانب السيولة والرافعة والربحية بالمتغيرات المحاسبية المستخدمة، وتم استخدام متغيري رأس المال السوقي والانحراف المعياري لعوائد المنشأة كمتغيري سوق، وتم توظيف متغير التدفق النقدي الحر للتعبير عن تأثير التدفقات النقدية للمنشأة على التعثر المالي.

وبالرغم من الندرة النسبية للدراسات المهتمة ببيان أثر عوامل البيئة الخارجية على التعثر المالي، إلا أن الدراسات التي استخدمت المدخل الكلي- الجزئي أكثر ندرة كدراسة Tinoco & Wilson (2013) ودراسة Agrawal & Maheshwari (2014) ودراسة Tinoco et al. (2018) ودراسة Khoja et al. (2019) ودراسة Fernández-Gámez et al. (2019). فهناك دراسات وظفت متغيرات الاقتصاد الكلي كمتغيرات ضابطة فقط للتوصل لتوظيف جيد لنموذج التعثر المالي كدراسة Chiaramonte & Casu (2017). وهناك دراسات اعتمدت على تحليل السلاسل الزمنية على المستوى الكلي فقط للتنبؤ بمعدل الإفلاس كدراسة Altman (1983) ودراسة Harada & Kageyama (2011).

لذلك تتمثل مشكلة الدراسة في كيفية توظيف متغيرات البيئة الخارجية التي لها تأثير على جميع الشركات العاملة بالدولة (تحليل على المستوى الكلي)، على التعثر المالي لكل شركة (تحليل على المستوى الجزئي). ولقد تم توظيف منهجية مناسبة لهذه المشكلة تتمثل في إجراء التحليل على خطوتين؛ تعتمد الخطوة الأولى على نظرية التسعير بالمراجحة Arbitrage Pricing

Theory؛ وذلك بالتوصل لحساسية عوائد أسهم كل شركة للتغيرات في متغيرات البيئة الخارجية. فبالرغم من تماثل متغيرات البيئة الخارجية لكل الشركات، إلا أن تأثير هذه المتغيرات على كل شركة ليس متماثل. وتستخدم مخرجات الخطوة السابقة كمدخلات للخطوة الثانية التي تطبيق النموذج الأساسي للدراسة وهو نموذج انحدار كوكس. فالغرض من الدراسة لا يتمثل في التحكم في متغيرات البيئة الخارجية لمعرفة أثر متغيرات خصائص المنشأة على احتمال تعثرها المالي، وإنما يتمثل في دراسة الأثر الناتج عن تأثر المنشآت بالتغيرات في البيئة الخارجية على احتمال التعثر المالي.

ويساهم البحث في الإضافة للدراسات الخاصة بمحددات التعثر المالي باستخدام المدخل الكلي-الجزئي في التحليل، وذلك بالتركيز على محددات البيئة الخارجية للمنظمة واستخدام بعض المتغيرات الداخلية لها كمتغيرات ضابطة، خاصة مع ندرة الدراسات في هذا المجال وبشكل خاص بالدول العربية. مع توظيف أسلوب متقدم للتحليل وهو نموذج كوكس ذو الأخطار المتناسبة Cox Proportional Hazard Model كأحد أساليب تحليل البقاء. ولقد غطى البحث فترة طويلة وحديثة قدرها 10 سنوات بداية من شهر يناير عام 2009 حتى شهر ديسمبر عام 2018. وعلى حد علم الباحث فإن هذه الدراسة هي الأولى التي توظف تحليل البقاء بالاعتماد على المنهجية المستخدمة. ولقد تم التحقق من قوة النتائج باستخدام طرق بديلة لقياس بعض متغيرات البحث، وتغيير طريقة تجزئة فترة المعاينة الكلية للبحث.

وفي الأجزاء الباقية من هذا البحث تم عرض أهداف الدراسة، ثم الدراسات السابقة ذات العلاقة؛ متبوعة بصياغة فروض الدراسة بالاستناد إلى كل من الإطار النظري والدراسات السابقة. بعد ذلك تم الحديث عن البيانات والعينة المستخدمة، ثم الطرق المستخدمة في الدراسة وكيفية قياس المتغيرات. تم عرض الوصف الإحصائي ونتائج الدراسة وطرق التحقق من قوة النتائج بعد ذلك. واختتمت الدراسة بالخاتمة والتوصيات ثم بقائمة المراجع المستخدمة.

أهداف الدراسة:

يتمثل الهدف الرئيس للدراسة في اختبار تأثير حساسية عوائد أسهم المنشآت لعوامل البيئة الخارجية على احتمال تعثرها المالي. وينقسم هذا الهدف الأساسي لعدة أهداف فرعية هي:

1) بيان أثر حساسية عوائد أسهم المنشآت لتقلبات معدل التضخم على احتمال تعثرها المالي.

2) بيان أثر حساسية عوائد أسهم المنشآت لتقلبات معدل نمو الإنتاج الصناعي على احتمال تعثرها المالي.

3) بيان أثر حساسية عوائد أسهم المنشآت لتقلبات التغيرات في عائد أذون الخزانة على احتمال تعثرها المالي.

4) بيان أثر حساسية عوائد أسهم المنشآت لتقلبات معدل النمو في المعروض النقدي على احتمال تعثرها المالي.

5) بيان أثر حساسية عوائد أسهم المنشآت لتقلبات العائد على مؤشر الأسهم EGX30 على احتمال تعثرها المالي.

الدراسات السابقة:

سيتم في هذا القسم بيان أهم الدراسات التي أجريت لبيان العلاقة بين كل من متغيرات الاقتصاد الكلي ومؤشرات سوق الأسهم من جهة، والتعثر المالي من جهة أخرى. يلي ذلك تعليق على هذه الدراسات.

من أوائل الدراسات التي أجريت لدراسة أثر متغيرات البيئة الخارجية متمثلة في متغيرات الاقتصاد الكلي ومتغير عائد مؤشر السوق على التعثر المالي دراسة Altman (1983) التي طبقت على سلسلة زمنية امتدت من عام 1951 حتى عام 1978 على السوق الأمريكي. ولقد استخدم ألتمان في هذه الدراسة نموذج انحدار الفجوات الموزعة Distributed-Lag Regression. وتم دراسة أثر أربعة متغيرات متعلقة بالبيئة الخارجية على معدل فشل الشركات خلال كل ربع سنة خلال فترة الدراسة. وتوصل الباحث إلى وجود علاقة عكسية بين معدل فشل الشركات وكل من التغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، والتغير في المعروض النقدي M2 ، والتغير في مؤشر ستاندرد آند بور 500 (S&P 500). كما توصل لوجود علاقة طردية بين التغير في إنشاء المنشآت الجديدة ومعدل الفشل.

وبالمثل، قام Harada & Kageyama (2011) بالاعتماد على التحليل الكلي للسلاسل الزمنية لدراسة محددات معدل إفلاس الشركات بالاعتماد على بيانات ربع سنوية امتدت من الربع الأول عام 1975 حتى الربع الأول عام 2005 باليابان. وباستخدام أسلوبي متجه الانحدار الذاتي VAR ودوال الاستجابة للنبضات، تم التوصل لوجود علاقة طردية بين معدل الفائدة والإفلاس. كما تم التوصل لوجود علاقة عكسية بين الإفلاس وكل من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ونسبة الأصول السريعة وهامش صافي الربح لقطاع الشركات.

وعلى خلاف الدراستين السابقتين قام باحثون آخرون باستخدام المدخل الكلي-الجزئي للتنبؤ بالتعثر المالي. ومن هذه الدراسات دراستي Tirapat & Nittayagasetwat (1999) و Agrawal & Maheshwari (2014). فدراسة Nittayagasetwat (1999) & Tirapat أجريت على 396 شركة بالسوق التايلاندي منها 55 شركة متعثرة عام 1997، مع الاستعانة ببيانات شهرية عن متغيرات الاقتصاد الكلي خلال الفترة 1987-1996. وتم فيها استخراج معاملات بيتا في نماذج انحدار خطي يتمثل المتغير التابع لكل نموذج في عائد سهم الشركة خلال فترة الدراسة، والمتغيرات المستقلة لكل نموذج هي النمو الشهري في مؤشر الإنتاج الصناعي، والتضخم الشهري أو التغير الشهري في CPI، والتغير الشهري في معدلات الفائدة، والتغير الشهري في المعروض النقديM2. وتمثل معاملات بيتا حساسية عائد سهم كل شركة للتغير في متغيرات الاقتصاد الكلي. بعد ذلك تم دراسة أثر كل من حساسية عوائد أسهم الشركات للتغير بكل متغير من متغيرات الاقتصاد الكلي، بالإضافة لأربعة متغيرات تعبر عن الخصائص المالية للمنشأة (هي نسبة القيمة الدفترية لحقوق الملكية لمجموع الأصول، ونسبة الأرباح المحتجزة لمجموع الأصول، ونسبة الدخل التشغيلي لصافي المبيعات، ونسبة صافي رأس المال العامل لمجموع الأصول) على احتمال التعثر المالي للمنشأة باستخدام أسلوب الانحدار اللوجستي. وتم التوصل إلى أن احتمال التعثر المالي يزداد بزيادة حساسية عوائد أسهم الشركات للتغير في معدل التضخم، وبانخفاض نسبتي القيمة الدفترية لحقوق الملكية لمجموع الأصول وصافي رأس المال العامل لمجموع الأصول.

ولقد قام Agrawal & Maheshwari (2014) باستخدام نفس منهجية الدراسة السابقة ولكن على السوق الهندي بالاعتماد على بيانات شهرية امتدت خلال الفترة 2001/2000-

2011/2011 لعدد 180 شركة بعينة التقدير (منها 90 شركة متعثرة) و 90 شركة بعينة التنبؤ (منها 45 شركة متعثرة). ولقد أضافت هذه الدراسة متغير عائد مؤشر سوق الأسهم كأحد متغيرات البيئة الخارجية مقارنة بالدراسة السابقة لها، كما استخدمت بالإضافة لأسلوب الانحدار اللوجستي أسلوب التحليل التمييزي المتعدد. واستخدم الباحثان بهذه الدراسة التعريف الضيق للعرض النقدي M1 بدلاً من التعريف الواسع له M2 الذي استخدم بالدراسة السابقة. كما أن هذه الدراسة لم تستخدم متغيرات من البيئة الداخلية للمنشأة كمحددات للتعثر المالي.

وعلى عكس التوقع، توصلت الدراسة السابقة لوجود علاقة معنوية طردية بين حساسية عوائد أسهم الشركات لمعدلات العائد على مؤشر السوق والتعثر المالي، وقد يرجع ذلك لسوء توصيف النموذج لعدم وجود متغيرات ضابطة تتعلق بخصائص المنشأة. كما توصلت لوجود علاقة معنوية عكسية بين حساسية عوائد أسهم الشركات لمعدل التضخم والتعثر المالي. ولقد بلغت نسبة الدقة الكلية للتصنيف 94,4% لعينة التقدير و 82,2% لعينة التنبؤ وفقًا لأسلوب الانحدار اللوجستي. وانخفضت نسبة الدقة إلى 89,4% بعينة التقدير و 77,8% بعينة التنبؤ عند استخدام أسلوب التحليل التمييزي.

وفي فرنسا بالتطبيق على 863005 مفردة (سنة – شركة) خلال الفترة 1990-2006 بتكرار سنوي للبيانات قام Bruneau et al. (2012) بدراسة العلاقة التبادلية بين معدل الإفلاس السنوي وأحد متغيرات الاقتصاد الكلي وهو فجوة الناتج Output Gap. وتم توظيف نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR ودوال الاستجابة للنبضات، وتم التوصل لوجود علاقة تبادلية عكسية بين فجوة الناتج ومعدل الإفلاس. كما تم استخدام نموذج الانحدار اللوجستي متعدد الفترات Multi-Period Logit Model لدراسة محددات معدل الإفلاس بالاعتماد على بعض النسب المالية ومتغيرات اقتصادية تمثلت في فجوة الناتج ومعدل التضخم ومعدل الفائدة طويلة الأجل على السندات الحكومية وسعر الصرف الاسمي بين اليورو والدولار. وتم التوصل لوجود أثر عكسي معنوي على معدل الإفلاس لكل من فجوة الناتج ومعدل التضخم لفترتين ولثلاث فترات تباطؤ. كما تم التوصل لوجود أثر طردي معنوي على معدل الإفلاس لكل من معدل الفائدة وسعر الصرف لفترتين ولثلاث فترات تباطؤ.

وباستخدام نموذج انحدار كوكس Cox Regression Model كأحد نماذج تحليل البقاء Survival Time قام Figlewski et al. (2012) باستخدام مجموعة واسعة من متغيرات الاقتصاد الكلي والمتغيرات الخاصة بالمنشأة للتنبؤ بالتعثر وتحول التصنيف الائتماني للمنشأة بالتطبيق على السوق الأمريكي خلال الفترة 1981-2002. ولقد تم تقسيم متغيرات الاقتصاد الكلي لمتغيرات خاصة بالظروف الاقتصادية العامة، ومتغيرات متعلقة باتجاه حركة الاقتصاد، ومتغيرات متعلقة بسوق المال. وتم التوصل إلى أن متغيرات الاقتصاد الكلي وتغيرات خصائص المنشأة تؤثران بشكل معنوي على مخاطر التعثر والائتمان. فارتفاع معدلي البطالة والتضخم يرتبط بتخفيض احتمال تحسن التصنيف الائتماني ويزيد من احتمال تعثر المنشأة. وعلى عكس التوقع فإن النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي له تأثير معنوي سلبي على تحسن التصنيف الائتماني للمنشأة.

وفي دراسة Tinoco & Wilson (2013) على المملكة المتحدة تم دراسة دور كل من النسب المالية المحاسبية، ومؤشرات الاقتصاد الكلي، ومتغيرات السوق في التنبؤ بالتعثر المالي. ولقد طبقت دراستهما على 3020 شركة بالمملكة المتحدة مشتملة على 23218 مفردة (شركة/سنة)؛ منها 379 شركة متعثرة بواقع 1254 مفردة متعثرة بالاعتماد على تحليل الانحدار

اللوجستي اللوحي Panel Logit Regression وأسلوب الشبكات العصبية الاصطناعية Artificial Neural Networks خلال الفترة 1980-2011. وخلصت الدراسة إلى أهمية المتغيرات المحاسبية والسوقية والمتغيرات الاقتصادية في التنبؤ بالتعثر المالي. ولقد تم استخدام متغيرين يعبران عن عوامل الاقتصاد الكلي وهما الرقم القياسي لأسعار التجزئة Retail Price Index (RPI) الذي يستخدم كمقياس للتضخم، ومعدل الفائدة قصير الأجل على أذون الخزانة لمدة 3 شهور. ولقد بينت نتائج أسلوب الانحدار اللوجستي اللوحي Panel Logit Regression وجود تأثير معنوي طردي للمتغيرين السابقين على احتمال التعثر المالي.

ولقد قام Tinoco et al. (2018) بإعادة الدراسة السابقة بنفس العينة وسنوات الدراسة بالتطبيق أيضًا على المملكة المتحدة، إلا أنهم قد ميزوا بين تعثر الشركات وفشلها؛ حيث قاموا بتقسيم ال 1254 مفردة المتعثرة بالدراسة السابقة لها إلى 869 مفردة متعثرة ماليًا و 385 مفردة فاشلة. ولقد استخدموا أسلوب مناسب لذلك وهو أسلوب الانحدار اللوجستي المتعدد Multinomial Logit Regression للتعبير عن ثلاث حالات هي الصحة المالية والتعثر المالي والفشل المالي. وتم التنبؤ بهذه الحالات لعام ولعامين قبل الحدث. وتم التوصل أيضًا لأهمية المتغيرات المحاسبية والسوقية والاقتصادية في التنبؤ بالحالات الثلاث. وبلغت دقة التنبؤ الكلية بالنموذج المشتمل على الثلاث مجموعات من المتغيرات على دقة تنبؤ كلية نسبتها 85%. كما تم التوصل لوجود علاقة معنوية طردية بين كل من الرقم القياسي لأسعار التجزئة ومعدل الفائدة على أذون الخزانة لثلاثة أشهر وكل من التعثر والفشل المالي. إلا أنه قد لوحظ انخفاض الفشل المالي مقارنة بالتعثر المالي عند زيادة كل من الرقم القياسي لأسعار التجزئة ومعدل الفائدة.

ولقد درس Muda et al. (2017) العلاقة بين التعثر المالي والدورة الاقتصادية بماليزيا خلال الفترة 2005-2014 في نظام مصرفي مزدوج يشمل بنوكًا تقليدية وأخرى إسلامية. وشملت العينة 27 بنك تقليدي و 16 بنك إسلامي. وتم قياس التعثر المالي بمقياسين؛ يتمثل الأول في Z-Score لألتمان عام 1968، ويتمثل الثاني في القروض غير العاملة Non-Performing Loans (NPL). وبالاعتماد على بيانات لوحية توصلت الدراسة لاختلاف تأثير الدورة الاقتصادية على التعثر المالي لكل من البنوك التقليدية والإسلامية؛ حيث تعرضت البنوك التقليدية لمخاطر تعثر مالي أكبر خلال فترات الركود الاقتصادي مقارنة بالبنوك الإسلامية.

وبالتطبيق على 800 شركة بفيتنام تشتمل على 6736 مفردة منها 1575 مفردة متعثرة قام Ninh et al. (2018) بتوظيف نموذج الانحدار اللوجستي اللوحي لتحديد المحددات المحاسبية والسوقية والاقتصادية للتعثر المالي في الفترة من عام 2003 حتى عام 2016. وخلصت الدراسة لأهمية المعلومات المحاسبية والسوقية والاقتصادية في التنبؤ بالتعثر المالي. وتم التوصل لوجود تأثير معنوي موجب لكل من معدل التضخم وعائد أذون الخزانة لمدة عام على التعثر المالي. كما وجدت علاقة معنوية عكسية للتعثر المالي مع كل من سيولة المنشأة وإنتاجية أصولها وملاءتها المالية وربحيتها، وعلاقة معنوية طردية بين الرافعة والتعثر. كما تم التوصل لوجود علاقة معنوية عكسية بين احتمال التعثر وحجم الشركة مقاس بالقيمة السوقية لحقوق الملكية.

وباستخدام نموذج الانحدار اللوجستي قام Acosta-Gonzalez et al. (2019) بالتطبيق على قطاع التشييد بإستراليا على عينة اشتملت على 2200 شركة متعثرة و 2200 شركة مثيلة غير متعثرة خلال الفترة من عام 1995 حتى عام 2011 لتحديد محددات التعثر المالي. وتم

استخدام 12 متغير اقتصادي بالدراسة، بالإضافة لمجموعة من النسب المالية المحاسبية والنسب المالية المعتمدة على التدفقات النقدية. وتوصلت الدراسة إلى أن احتمال الفشل أكثر تأثرا بالمتغيرات الاقتصادية مقارنة بالنسب المالية. ولقد كان متغيري تقلبات الائتمان وسعر الأرض أكثر المتغيرات الاقتصادية تأثيرًا على احتمال التعثر المالي.

وفي دراسة Khoja et al. (2019) على دول مجلس التعاون الخليجي GCC بالمقارنة مع أمريكا والمملكة المتحدة تم استخدام مقياس متعدد الأبعاد Multidimensional Scaling (MDS) والتحليل العنقودي Cluster Analysis للتنبؤ بالتعثر المالي. واشتملت العينة على 330 شركة موزعة بالتساوي بين الشركات المتعثرة وغير المتعثرة بالاعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة 2004-2012. ولقد تم استخدام 28 نسبة مالية وعوامل خاصة بالصناعة علاوة على ثلاثة متغيرات اقتصادية هي معدل التضخم ومعدل الفائدة وسعر النفط، بالإضافة لمؤشر الأسهم. وخلصت الدراسة إلى أن تحليل النسب المالية مع مؤشرات من الاقتصاد الكلي والصناعة يمدنا بفهم جيد لأداء الشركات المتعثرة وغير المتعثرة عبر الدول. وتوصلت الدراسة لوجود ارتباط معنوي بين التعثر المالي وكل من مؤشر الأسهم ومعدل التضخم ومعدل الفائدة عند مستوى معنوية 1%.

وفي دراسة دولية وأكثر حداثة تغطي الفترة 2012-2015 على 27 دولة أوربية قام Fernández-Gámez et al. (2019) بالتنبؤ بالتعثر المالي بالاعتماد على النسب المالية والمتغيرات الاقتصادية والعوامل التنظيمية باستخدام نموذج الانحدار اللوجستي ذي المستويين العشوائي الثابت Two-Level Random Intercept Logistic Regression. وبالتطبيق على 43938 شركة منها 2239 شركة متعثرة توصلت الدراسة لوجود تأثير معنوي لكل من النسب المالية والمتغيرات الاقتصادية والعوامل التنظيمية في التنبؤ بالتعثر المالي. وتم توظيف عدة متغيرات اقتصاد كلي منها المعروض النقدي M2، ومعدل الفائدة الحقيقي، ومعدل الفائدة قصير الأجل، ومعدل التضخم، ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي GDP، ومعدل عائد مؤشر الأسهم، ورأس المال السوقي، وعلاوة المخاطرة. وتم التوصل إلى أن علاوة المخاطرة ومعدل التضخم لهما علاقة معنوية طردية مع احتمال التعثر المالي للشركات.

ولقد قام Prazak (2019) بدراسة أثر النمو الاقتصادي وسعر الصرف على الصحة المالية للشركات متوسطة وصغيرة الحجم خلال الفترة 2016-2019 بدول V4 التي تشمل جمهورية التشيك والمجر وبولندا وسلوفاكيا. وتم توظيف تحليل GMM بالاعتماد على 47932 مفردة. وتم قياس الأداء المالي كمتغير تابع ب Z–Score الناتجة عن نموذج Altman عام 2006 للشركات ذات المسؤولية المحدودة. وتوصلت الدراسة لوجود تأثير معنوي للنمو الاقتصادي وسعر الصرف على الصحة المالية للشركات في جمهورية التشيك فقط. فبزيادة النمو الاقتصادي وتحسن الكراون التشيكي تحسن الوضع المالي لعينة البحث بجمهورية التشيك.

وعلى خلاف الدراسات السابقة التي ظهر فيها التعثر المالي كمتغير تابع، فإن دراسة Saji (2018) قد درست أثر التعثر المالي كمتغير مستقل على أداء سوق الأسهم الهندي خلال الفترة من عام 2006 حتى عام 2015 بالاعتماد على نموذج الانحدار اللوحي Panel Regression. واعتمدت الدراسة على التحليل الجزئي؛ حيث تم قياس التعثر المالي ب Z-Score من نموذج

ألتمان 1968، وتم قياس أداء سوق الأسهم بالقيمة السوقية لأسهم المنشأة. وتوصلت الدراسة إلى أن Z-Score يحمل محتوى معلوماتي كافي للتحذير من فشل الأسواق المالية لفترة من 2 إلى 5 سنوات قبل الفشل.

تعليق على الدراسات السابقة:

يتضح من مناقشة الدراسات السابقة أن عدد الدراسات التي تناولت محددات البيئة الخارجية للتعثر المالي للمنظمة متمثلة في المحددات الاقتصادية ومؤشر السوق قليل وحديث نسبيًا مقارنة بالدراسات التي ركزت على النسب المالية. وهناك ندرة شديدة في تناول هذا الموضوع بالدول العربية؛ حيث لم يتاح للباحث إلا دراسة حديثة واحدة تمت على دول مجلس التعاون الخليجي GCC وهي دراسة Khoja et al. (2019). كما أن أحدث فترة بالدراسات السابق عرضها امتدت لعام 2016 وهي دراسة Ninh et al. (2018)؛ لذلك تتميز الدراسة الحالية بحداثة الفترة التي امتدت لمدة عشر سنوات من عام 2009 حتى عام 2018.

وبالنظر للمنهجية التي تم استخدامها بالدراسات المعروضة يتضح أن جزء منها قد ركز على تحليل السلاسل الزمنية لمتغيرات البيئة الخارجية فقط، والبعض الآخر قد استخدم متغيرات البيئة الخارجية كمتغيرات ضابطة في دراسات كان تركيزها على النسب المالية. ويعتقد الباحث أن المنهجية المستخدمة بدراستي Tirapat & Nittayagasetwat (1999) و Agrawal & Maheshwari (2014) هي الأكثر مناسبة لتحقيق أهداف الدراسة. ولكن الدراسة الأولى قد أهملت متغير عوائد مؤشر السوق؛ والذي تم مراعاته بالدراسة الثانية. والدراسة الثانية قد أهملت المتغيرات الخاصة بخصائص المنشأة كمتغيرات ضابطة تم مراعاتها بالدراسة الأولى، مما نتج عن ذلك وجود إشارة غير متوقعة لمتغير عوائد مؤشر السوق والذي قد يرجع لسوء توصيف النموذج بإهمال متغيرات هامة تتعلق بخصائص المنشأة. ولقد تم استخدام متغير المعروض النقدي M2 بالدراسة الأولى، بينما تم استخدام متغير المعروض النقدي M1 بالدراسة الثانية. وتشابهت الدراستان في تطبيقهما أسلوب الانحدار اللوجستي بعد حصولهما على حساسية كل متغير من متغيرات البيئة الخارجية لعوائد أسهم كل شركة.

لذلك فإن الدراسة الحالية قد استخدمت مجموعة المتغيرات الاقتصادية التي استخدمت بالدراستين السابقتين، مع استخدام متغير المعروض النقدي M2 بالدراسة لشيوع استخدامه في الدراسات المشابهة في هذا المجال، واستخدام M1 للتحقق من قوة النتائج. علاوة على ذلك، تم استخدام متغير عوائد مؤشر السوق ومتغيرات ضابطة تعكس كلاً من خصائص المنشأة وحالة السوق. وبعد اتباع الدراسة الحالية لمنهجية الدراستين السابقتين المتمثلة في الحصول على حساسية كل متغير من متغيرات البيئة الخارجية لعوائد أسهم لشركة، تم اتباع أسلوب أقوى للتحليل من أسلوب الانحدار اللوجستي وهو أسلوب تحليل انحدار كوكس الذي يعد أحد أساليب تحليل البقاء. ولقد سبق استخدام تحليل انحدار كوكس بدراسة واحدة من الدراسات السابق عرضها وهي دراسة Figlewski et al. (2012)، إلا أن منهجية دراستهم مختلفة عن المنهجية المطبقة بالدراسة الحالية.

فروض الدراسة:

سيتم صياغة فروض الدراسة بناء على الإطار النظري المدعوم بالدراسات السابقة المؤيدة لها كما يلي:

(I) الأثر المتوقع للتضخم على التعثر المالي:

لقد اختلفت الحجج النظرية والتطبيقية لتأثير التضخم على التعثر المالي للشركات؛ بسبب تعقد تأثير التضخم على الاقتصاد. فمن الحجج التي تبرر وجود علاقة عكسية بين التضخم والتعثر المالي تلك التي تقضي بأن الشركات المدارة بشكل سيء ربما تستمر في السوق لفترة أطول خلال فترة الزيادة غير المتوقعة في الأسعار؛ لأن هذه الشركات عادة ما تكون معتمدة بشكل كبير على الرافعة، وبذلك فإنها ستسدد ديونها بأموال أقل في قيمتها الحقيقية. ويعرف ما سبق بنظرية الصافي النقدي للمقرض والمقترض (Altman, Net Monetary Debtor-Creditor 1983). كما أن التضخم يمكن أن يساعد الشركات الضعيفة ماليًا بتقليل المنافسة وحماية عدم الكفاءة؛ فارتفاع مستوى الأسعار يمكن تمريره ببساطة للمستهلك خلال فترة ارتفاع الأسعار، وربما يساعد الشركات على بيع منتجات رديئة. كما أن أرباح الشركات قد تبدو أعلى من قيمتها الحقيقية عند زيادة التضخم، مما يحسن من فرصة الشركة في الحصول على القروض إذا لم تقم المؤسسة المالية بتقييم هذه الأرباح (Altman, 1983; Figlewski et al. 2012).

كما أنه من الممكن أن يزداد توجه المستثمرين نحو الادخار والاستثمار عند زيادة التضخم؛ لحماية القوة الشرائية للأموال من الانخفاض بفعل التضخم. علاوة على توقع زيادة الطلب الاستهلاكي بزيادة التضخم، مما يقلل من احتمال إفلاس الشركات. (Tinoco & Wilson, 2013; Agrawal & Maheshwari, 2014). ومن الدراسات التي دعمت العلاقة العكسية بين معدل التضخم والتعثر المالي دراسة Bruneau et al. (2012) ودراسة Agrawal & Maheshwari (2014) ودراسة Muda et al. (2017).

أما الحجج التي تدعم وجود علاقة طردية بين التضخم وتعثر وإفلاس الشركات أن زيادة التضخم تدل على ضعف البيئة الاقتصادية للدولة وعدم استقرارها، مما يجعلها عرضة للأزمات خاصة المصرفية منها، مما يؤثر على هيكل رأسمال الشركات ويزيد من احتمال تعرضها للتعثر والإفلاس (Tinoco & Wilson, 2013; Ninh et al., 2018). ولقد تم تدعيم هذه الحجة المؤيدة للعلاقة الطردية بين معدل التضخم والتعثر المالي تطبيقيًا بنتائج عدة دراسات كدراسة Tirapat & Nittayagasetwat (1999) ودراسة Figlewski et al. (2012) ودراسة Tinoco & Wilson (2013) ودراسة Tinoco et al. (2018) ودراسة Ninh et al. (2018) ودراسة Fernández-Gámez et al. (2019) .

وبناء على ما سبق يتوقع وجود علاقة معنوية بين التضخم والتعثر المالي، مع صعوبة تحديد اتجاه هذه العلاقة. لذا يمكن صياغة الفرض الأول للدراسة وفقًا للمنهجية المستخدمة فيها كما يلي:

الفرض الأول: "*يوجد تأثير معنوي لحساسية عوائد أسهم المنشآت لتقلبات معدل التضخم على احتمال تعثرها المالي*" .

(II) الأثر المتوقع لمعدل النمو في الإنتاج الصناعي على التعثر المالي:

من المتوقع وجود علاقة عكسية بين معدل النمو في الإنتاج الصناعي والتعثر المالي. فكلما زاد معدل النمو في الإنتاج الصناعي كلما زاد احتمال تحسن التصنيف الائتماني للمنشأة، وبالتالي زادت قدرتها على سداد التزاماتها وانخفاض احتمال تعثرها ماليًا، والعكس صحيح Figlewski et al., 2012). وبذلك سيأخذ الفرض الثاني للدراسة الشكل التالي:

الفرض الثاني: "*يوجد تأثير معنوي عكسي لحساسية عوائد أسهم المنشآت لتقلبات معدل نمو الإنتاج الصناعي على احتمال تعثرها المالي*".

(III) الأثر المتوقع لسعر الفائدة على التعثر المالي:

توجد علاقة طردية بين عائد أذون الخزانة وسعر الفائدة بالسوق. فبارتفاع عائد أذون الخزانة ترتفع معدلات الفائدة بالسوق ويزداد احتمال تعثر المنشآت (Tinoco & Wilson, 2013; Ninh et al., 2018). ومن المتوقع وجود علاقة طردية بين كل من عائد أذون الخزانة وسعر الفائدة من جهة، والتعثر المالي من جهة أخرى. فانخفاض أسعار الفائدة يساعد الشركات على الاقتراض لتمويل الاستثمار في الأصول بتكلفة منخفضة. كما أنه من المتوقع أن يزيد معدل العائد المتوقع على استثمار الشركة عن تكلفة التمويل بانخفاض سعر الفائدة، مما يقلل من احتمال تعثرها ماليًا (Tinoco & Wilson, 2013). كما أن ارتفاع أسعار الفائدة يضع قيدًا على قدرة المنشأة على خدمة الدين، مما يزيد من احتمال التعثر (Agrawal & Maheshwari, 2014).

ولقد تم تأكيد العلاقة الطردية بين سعر الفائدة والتعثر المالي في عدة دراسات مثل Harada & Kageyama (2011) و Bruneau et al. (2012) و Tinoco & Wilson (2013) و Ninh et al., (2018) و Tinoco et al. (2018).

وبناءً على ما سبق، يمكن صياغة الفرض الثالث للدراسة كما يلي:

الفرض الثالث: "*يوجد تأثير معنوي طردي لحساسية عوائد أسهم المنشآت للتقلبات في عائد أذون الخزانة على احتمال تعثرها المالي*".

(IV)الأثر المتوقع للمعروض النقدي على التعثر المالي:

يؤثر المعروض النقدي على التعثر المالي بتأثيره على مستوى السيولة في الاقتصاد (Agrawal & Maheshwari, 2014). فبزيادة المعروض النقدي تزداد السيولة مما يعني احتمال انخفاض أسعار الفائدة وانخفاض احتمال التعثر المالي. ولقد بين Harada & Kageyama (2011) أن السياسة النقدية التوسعية تحمي الشركات من الإفلاس وتحفز الاقتصاد، مما يعني توقع وجود علاقة عكسية بين المعروض النقدي والتعثر. ولقد تم تأييد هذه العلاقة العكسية بنتائج دراسة Altman (1983). لذا فإن الفرض الرابع للدراسة يمكن صياغته كما يلي:

الفرض الرابع: "*يوجد تأثير معنوي عكسي لحساسية عوائد أسهم المنشآت لتقلبات معدل النمو في المعروض النقدي M2 على احتمال تعثرها المالي*".

(V) الأثر المتوقع لمؤشر سوق الأسهم على التعثر المالي:

يعتبر أداء سوق الأسهم مؤشرًا للصحة العامة لقطاع الشركات. ويرتبط تعرض المنشأة لمخاطر التوقف عن السداد بشكل مباشر بمستوى وتقلب أسعار الأسهم. وكلما ارتفع سعر سهم الشركة كلما انخفضت مخاطر توقفها عن السداد. إلا أن التقلب الكبير في أسعار الأسهم يمكن أن يزيد من هذه المخاطر (Figlewski et al. 2012; Agrawal & Maheshwari, 2014). لذلك فمن المتوقع انخفاض التعثر المالي للشركات بزيادة عوائد مؤشرات الأسهم. ولقد توصل Altman (1983) لوجود علاقة عكسية بين عائد مؤشر S&P 500 الأمريكي والتعثر المالي. وبناء على ذلك يمكن أن يأخذ الفرض الخامس الصيغة التالية:

الفرض الخامس: "*يوجد تأثير معنوي عكسي لحساسية عوائد أسهم المنشآت لتقلبات العائد على مؤشر الأسهم EGX30 على احتمال تعثرها المالي*".

البيانات وعينة البحث

لقد بلغ عدد الشركات المقيدة بالبورصة المصرية 218 شركة في نهاية شهر نوفمبر عام 2019 منها 212 شركة متداولة بالسوق (https://www.egx.com)، علاوة على زيادة عدد الشركات التي تعاني من التعثر المالي كما سيتضح في الدراسة التطبيقية، مما يجعله سوقًا مناسبًا للدراسة. ولقد تم تجميع بيانات الدراسة لفترة ما بعد الأزمة المالية العالمية من عام 2009 حتى عام 2018 لمدة 10 سنوات. ولقد توقفت الدراسة عند عام 2018 لأن القوائم المالية كانت متاحة للباحث حتى نهاية ذلك العام.

وخلال الفترة 2009-2015 قام الباحث بتجميع بيانات أسهم الشركات، ومؤشر سوق الأسهم المصري EGX30 وقيم المتغيرات الاقتصادية المستخدمة بشكل شهري؛ حتى يتم إجراء الجزء الأول من التحليل الخاص بتحديد حساسية كل متغير من متغيرات البيئة الخارجية لعوائد أسهم كل شركة. ولقد بلغ الحد الأدنى للشركات المقيدة بالبورصة المصرية خلال الفترة من بداية عام 2009 حتى نهاية عام 2015 عددًا قدره 212 شركة[1]. ولقد تمكن الباحث من تجميع البيانات السابقة من 120 شركة غير مالية من هذه الشركات حسب توافر البيانات السابقة. ولقد تم استبعاد القطاع المالي لاختلاف طبيعة القوائم المالية الخاصة بمنشآته عن القوائم المالية للشركات بالقطاعات الأخرى. وبلغ طول السلسلة الزمنية الممتدة من شهر يناير 2009 حتى شهر ديسمبر 2015 عددًا قدره 83 شهر، مع العلم بأن البيانات لم تكن متاحة عن شهر فبراير 2011 بسبب إغلاق البورصة المصرية في ذلك الشهر أثناء ثورة 25 يناير 2011.

وتم تجميع قيم مؤشر أسهم EGX30 المصري وأسعار أسهم الشركات شهريًا من قاعدة بيانات بلومبيرج Bloomberg Database. واعتمد الباحث على أربعة متغيرات اقتصادية خلاف متغير مؤشر سوق الأسهم المصري تم تجميعها بشكل شهري أيضًا. ولقد كان البنك المركزي المصري هو مصدر تجميع بيانات أول متغيرين وهما معدل التضخم محسوبًا على أساس التغير الشهري في الرقم القياسي لأسعار المستهلك CPI، ومؤشر الإنتاج الصناعي Industrial Production Index. وتم تجميع بيانات المتغيرين الآخرين وهما عائد أذون الخزانة لمدة عام، وقيمة المعروض النقدي M2 من قاعدة بيانات بلومبيرج. وفيما يتعلق بالثلاث سنوات المتبقية من البحث التي تغطي الفترة 2016-2018، فقد تم تجميع بياناتها من القوائم المالية بشكل سنوي لعدد 120 شركة السابق اختيارها؛ حتى يمكن حساب فترة بقاء كل شركة تمهيدًا لتطبيق نموذج انحدار كوكس.

طرق البحث وقياس المتغيرات:

بينت العديد من الدراسات أهمية عوائد أسهم الشركات في التنبؤ بالتعثر المالي كدراسة Shumway (2001) ودراسة Campbell et al. (2008) ؛ لذا من المفيد دراسة أثر عوائد الأسهم على التعثر المالي للشركات. إلا أن Tirapat & Nittayagasetwat (1999) يحتج بأن عوائد الأسهم تعكس كلاً من المخاطر المنتظمة والمخاطر غير المنتظمة للمنشأة؛ لذا فإن استخدام عوائد الأسهم كمتغير مستقل مع متغيرات خصائص المنشأة التي ترتبط بالمخاطر غير

[1] المصدر: صندوق النقد العربي، أداء أسواق الأوراق المالية العربية، النشرة التفصيلية، أعداد متفرقة (https://www.amf.org.ae).

المنتظمة سيحدث ازدواجية لتأثير المخاطر غير المنتظمة على التعثر المالي. ولحل هذه المشكلة يمكن استخدام حساسية عوائد أسهم الشركات للتغيرات في متغيرات البيئة الخارجية للمنظمة كمحددات للتعثر المالي تعكس المخاطر المنتظمة للمنشأة، واستخدام متغيرات خصائص المنشأة لتعكس المخاطر غير المنتظمة.

ولقد تم اتباع منهجية كل من Tirapat & Nittayagasetwat (1999) و Agrawal & Maheshwari (2014) لتحقيق أهداف البحث. وتعتمد هذه المنهجية على خطوتين؛ تطبق الخطوة الأولى نظرية التسعير بالمراجحة Arbitrage Pricing Theory ببيان أثر متغيرات البيئة الخارجية على عوائد أسهم الشركات. وتهدف هذه الخطوة إلى الحصول على حساسية كل متغير من متغيرات البيئة الخارجية للمنظمة على عوائد أسهمها؛ تمهيدًا لاستخدامها في الخطوة التالية لها. وفي الخطوة الثانية يتم استخدام حساسية عوائد أسهم الشركات لكل متغير بالخطوة الأولى لبيان أثره على التعثر المالي للشركات.

وفي الخطوة الأولى من هذه المنهجية تم الاعتماد على نموذج الانحدار التالي بالاعتماد على البيانات الشهرية للمتغيرات خلال الفترة 2009 -2015:

$$R_i = \alpha + \beta_{INF}\, INF + \beta_{IP}\, IP + \beta_{TBILL}\, TBILL + \beta_{M2}\, M2 + \beta_{EGX30}\, EGX30 + \varepsilon_i$$

(معادلة 1)

حيث:

R_i	=	عوائد سهم الشركة i
α	=	ثابت المعادلة
INF	=	معدل التضخم الشهري
β_{INF}	=	حساسية عوائد أسهم الشركة لتقلبات معدل التضخم
IP	=	معدل النمو الشهري بمؤشر الإنتاج الصناعي
β_{IP}	=	حساسية عوائد أسهم الشركة لتقلبات معدل نمو الإنتاج الصناعي
TBILL	=	معدل التغير الشهري في معدل الفائدة مقاس بعائد أذون الخزانة
β_{TBILL}	=	حساسية عوائد أسهم الشركة لتقلبات التغيرات في عوائد أذون الخزانة
M2	=	معدل التغير الشهري في المعروض النقدي بالمفهوم الواسع
β_{M2}	=	حساسية عوائد أسهم الشركة لتقلبات معدل النمو في المعروض النقدي
EGX30	=	العائد الشهري لمؤشر EX30
β_{EGX30}	=	حساسية عوائد أسهم الشركة لتقلبات العائد على مؤشر EGX30
ε_i	=	حد الخطأ

ولقد استخدم الباحث المتغيرات الخمسة المعبرة عن البيئة الخارجية المستخدمة بدراسة Agrawal & Maheshwari (2014) وهي معدل التضخم، ومؤشر الإنتاج الصناعي، والعائد

على أذون الخزانة، والمعروض النقدي، وعائد مؤشر السوق. ولقد سبق استخدام أول أربعة متغيرات بدراسة Tirapat & Nittayagasetwat (1999). وعلى الرغم من شيوع استخدام الناتج المحلي الإجمالي GDP كأحد محددات التعثر المالي بالعديد من الدراسات (مثل Liou & Smith, 2007 و Harada & Kageyama, 2011 و Fernández-Gámez et al., 2019). إلا أنه لم يستخدم بالدراسة الحالية لأنه ينشر بشكل ربع سنوي؛ ولقد فضل الباحث الاعتماد على متغيرات تنشر شهريًا للحصول على حجم مناسب للعينة. وكذلك لم يستخدم الباحث متغير سعر الصرف لمحدودية التغير فيه خلال فترة الدراسة؛ لأن تعويم الجنيه المصري كان في آخر عام 2016.

وتم قياس عوائد أسهم كل شركة (المتغير التابع بالنموذج السابق) بالتغير الشهري في سعر سهم كل شركة. أما معدل التضخم فتم قياسه بالتغير الشهري في الرقم القياسي لأسعار المستهلك Consumer Price Index (CPI)؛ وهي الطريقة الأساسية لقياس معدل التضخم والمستخدمة في أغلب الدراسات (مثل Tirapat & Nittayagasetwat, 1999و Figlewski et al., 2012 و Agrawal & Maheshwari, 2014). وتم قياس نمو الإنتاج الصناعي بالتغير الشهري في مؤشر الإنتاج الصناعي، ولقد تم استخدام هذا المتغير كأحد محددات التعثر المالي بعدة دراسات (مثل Tirapat & Nittayagasetwat, 1999 و Liou & Smith, 2007 و Agrawal & Maheshwari, 2014). كما تم قياس معدل الفائدة بالعائد على أذون الخزانة لمدة عام. ولقد تم قياسه بهذه الطريقة بدراسة Tirapat & Nittayagasetwat (1999) ودراسة Agrawal & Maheshwari (2014) ودراسة Ninh et al. (2018).

وفيما يتعلق بالمعروض النقدي فقد تم قياسه بالمفهوم الواسع M2 (أو ن2). ويعرف المعروض النقدي M2 بالسيولة المحلية، ويشتمل على كل من المعروض النقدي بمفهومه الضيق M1 مضافًا إليه أشباه النقود. ووفقًا لتعريف البنك المركزي المصري فإن المعروض النقدي M1 يشتمل على كل من النقد المتداول خارج الجهاز المصرفي، والودائع الجارية غير الحكومية بالعملة المحلية لدي كافة وحدات الجهاز المصرفي مطروحا منها أرصدة الشيكات والحوالات المشتراة. أما أشباه النقود فتتمثل في الودائع غير الجارية غير الحكومية بالعملة المحلية، والودائع بالعملات الأجنبية غير الحكومية الجارية (مطروحًا منها الشيكات والحوالات المشتراة) وغير الجارية لدى كافة وحدات الجهاز المصرفي[2]. ولقد تم قياس المعروض النقدي في هذه الدراسة بمفهومه الواسع M2 المعبر عن السيولة المحلية؛ لأنه المقياس الشائع استخدامه في الدراسات المثيلة في هذا المجال كدراسة Altman (1983) ودراسة Tirapat & Nittayagasetwat (1999) ودراسة Fernández-Gámez et al. (2019). وهناك بعض الدراسات اعتمدت على المعروض النقدي M1 بدلاً من M2 كدراسة Agrawal & Maheshwari. (2014) ؛ لذا تم استخدام M1 أيضًا للتحقق لاحقًا من قوة النتائج.

وأخيرًا فإن العائد على مؤشر البورصة المصرية EGX30 تم حسابه بمعدل التغير الشهري في قيمة مؤشر EGX30. وتم استخدام هذا المتغير ليعكس أثر العوامل الاقتصادية وعوامل البيئة الخارجية الأخرى غير الاقتصادية على التعثر المالي. علاوة على استخدام عوائد مؤشر السوق كمحدد للتعثر المالي في العديد من الدراسات كدراسة Altman (1983) ودراسة Liou &

[2] البنك المركزي المصري، النشرة الإحصائية الشهرية، العدد رقم (272)، نوفمبر 2019.

Smith (2007) ودراسة Figlewski et al. (2012) ودراسة Agrawal & Maheshwari. (2014) ودراسة Fernández-Gámez et al. (2019).

ولقد تم تشغيل نموذج الانحدار المبين بالمعادلة (1) بعدد مساوي لعدد شركات العينة وهو 120 شركة. وهذا يعني أنه تم عمل 120 نموذج انحدار للحصول على 120 بيان يخص حساسيات المتغيرات المستقلة الخاصة بالبيئة الخارجية المبينة بالمعادلة (1) لعوائد الأسهم؛ تمهيدًا لاستخدام قيم هذه الحساسيات كمتغيرات مستقلة في الخطوة الثانية من التحليل. ومن الجدير بالذكر أن قيم معاملات بيتا الناتجة عن نماذج الانحدار لا تتأثر بمشكلتي الارتباط الذاتي لحدود الخطأ Autocorrelation وعدم تجانس التباين Heteroskedasticity؛ لأن علاج هاتين المشكلتين يتطلب تعديل الخطأ المعياري Standard Error وليس قيم معاملات بيتا.

ولقد اعتمدت دراستي Tirapat & Nittayagasetwat (1999) و Agrawal & Maheshwari (2014) على نموذج الانحدار اللوجستي في الخطوة الثانية من التحليل، إلا أن الدراسة الحالية اعتمدت على نموذج أكثر قوة وهو نموذج انحدار كوكس للأخطار المتناسبة كأحد نماذج تحليل البقاء Survival Analysis. ونموذج انحدار كوكس للأخطار المتناسبة Cox Proportional Hazard Regression Model مبين بالمعادلة (2) (Allison, 2004; Pintilie, 2006; Yang & Sheu, 2006):

$$h_i(t) = h_0(t) \exp\left(\sum_{k=1}^{n} b_k X_{k,i}\right) = [h_0(t)] \exp\left(b_0 + b_1\beta_{INF\,i} + b_2\,\beta_{IP\,i} + b_3\,\beta_{TBILL\,i} + b_4\,\beta_{M2\,i} + b_5\,\beta_{EGX30\,i} + b_6\,SD_i + b_7 MC_i + b_8\,ROE_i + b_9\,LEVERAGE_i + b_{10}\,CR_i + b_{11}\,FCF_i\right)$$

(معادلة 2)

حيث:

$h_i(t)$	=	دالة خطر Hazard Function المنشأة i في الزمن t والتي تعني الاحتمال الشرطي بأن المنشأة ستتعثر في الزمن t بشرط عدم تعثرها قبل ذلك الوقت
$h_0(t)$	=	دالة خطر الأساس Baseline Hazard Function التي تشارك فيها جميع المنشآت في الزمن t. وهي تشير لدالة الخطر إذا كانت قيم جميع المتغيرات المستقلة مساوية للصفر
exp	=	أسي
n	=	عدد المتغيرات المستقلة البالغ 11 متغير
$X_{k,i}$	=	المتغير المستقل k للمنشأة i
b_k	=	معامل بيتا رقم k
$\exp(b_k)$	=	نسبة الخطر للمتغير المستقل k
SD_i	=	الانحراف المعياري للعوائد الشهرية لسهم الشركة i
MC_i	=	رأس المال السوقي للشركة i

ROE_i = معدل العائد على حقوق الملكية للشركة i

$LEVERAGE_i$ = الرافعة المالية للشركة i

CR_i = نسبة التداول للشركة i

FCF_i = التدفق النقدي الحر للشركة i

ويتطلب نموذج انحدار كوكس معرفة زمن البقاء Survival Time؛ ويتمثل في الفترة من عام 2016 حتى حدوث التعثر. وحيث أن الدراسة تنتهي في 2018 فإن زمن البقاء قد يكون عام أو اثنين أو ثلاثة أعوام للشركات المتعثرة. هذا مع ملاحظة أن هناك شركات لا تتعرض للتعثر المالي خلال فترة الثلاثة أعوام من 2016 إلى 2018، وتعرف هذه الحالات باسم الحالات المقطوعة Censored Cases. ويستطيع نموذج انحدار كوكس التعامل مع هذه الحالات؛ وهذه من مزايا هذا نموذج انحدار كوكس مقارنة بنموذج الاحدار الخطي.

ولتحديد زمن البقاء يلزم قياس التعثر المالي. وهناك عدة طرق لقياس التعثر (الجبالي، 2019). ولقد اعتبرت دراستي الشباني (2008) والفرا (2017) التي تم إجراؤهما على السوق السعودي أن الشركة متعثرة ماليًا إذا بلغت نسبة الخسائر المتراكمة 75% من رأس المال. ولكن بالرجوع لقانون الشركات المصري تبين أن المادة 69 من قانون الشركات رقم 4 لسنة 2018 تنص على الآتي: ***"إذا بلغت خسائر الشركة نصف قيمة حقوق المساهمين وفقًا لآخر قوائم مالية سنوية للشركة، وجب على مجلس الإدارة دعوة الجمعية العامة غير العادية للنظر في حل الشركة أو استمرارها"*** . لذلك فقد اعتبر الباحث الشركة متعثرة وفقًا لهذا المقياس إذا بلغت خسائر الشركة 50% أو أكثر من قيمة حقوق المساهمين.

وعلى الرغم من انضمام نموذج انحدار كوكس لنماذج تحليل البقاء، إلا أن المتغير التابع فيه ليس زمن البقاء، ولكنه معدل الخطر Hazard Rate؛ أي احتمال التعثر المالي بالدراسة الحالية. وهذا يعني أن الإشارة الموجبة لمعامل المتغير المستقل تعني وجود علاقة طردية مع احتمال التعثر المالي، والإشارة السالبة تعني وجود علاقة عكسية معه (Allison, 2009). ويتضح من المعادلة (2) المتغيرات الضابطة التي تم استخدامها للحصول على توصيف جيد للنموذج. ويبين جدول (1) هذه المتغيرات وكيفية قياسها والمجموعة التي ينتمي إليها المتغير وأمثلة على الدراسات التي استخدمت كل منها. هذه المتغيرات من الشائع استخدامها في الدراسات السابقة كما يبين جدول (1).

ومن المتوقع وجود علاقة عكسية بين هذه المتغيرات والتعثر المالي، باستثناء متغيري الانحراف المعياري والرافعة المالية واللذان يتوقع ارتباطهما طرديًا بالتعثر. ولقد كان هناك متغيرين إضافيين ضمن هذه المتغيرات الضابطة وهما متغير معدل دوران الأصول المعبر عن نسب النشاط، ومتغير معدل العائد على الأصول كنسبة إضافية من نسب الربحية. ولقد فضل الباحث التخلي عن هذين المتغيرين تجنبًا لمشكلة العلاقة الخطية المتعددة بين المتغيرات المستقلة Multicollinearity. فمعامل الارتباط كان مرتفعًا بين معدل دوران الأصول ونسبة التداول (0,88)؛ وكذلك بين معدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق الملكية (0,81).

جدول (1): المتغيرات الضابطة بالبحث وكيفية قياسها

اسم المتغير ورمزه	كيفية القياس	المجموعة المنتمي لها المتغير	أمثلة لدراسات استخدمت المتغير
الانحراف المعياري SD	الانحراف المعياري للعوائد الشهرية لسهم كل شركة خلال الفترة 2009-2015	السوق	- Shumway (2001) - Campbell et al. (2008) - Ninh et al. (2018) - الجبالي (2019)
رأس المال السوقي MC	اللوغاريتم الطبيعي لرأس المال السوقي للشركة	السوق	- Shahab Udin et al. (2017) - Ninh et al. (2018) - الجبالي (2019)
معدل العائد على حقوق الملكية ROE	صافي الربح المتاح لحملة الأسهم العادية ÷ حقوق الملكية العادية	الربحية	- Tirapat & Nittayagasetwat (1999) - Khoja et al. (2019) - Fernández-Gámez et al. (2019)
الرافعة المالية LEVERAGE	نسبة الاقتراض = إجمالي الالتزامات ÷ إجمالي الأصول	الاقتراض	- Tinoco et al. (2018) - Ninh et al. (2018) - Acosta-Gonzalez et al. (2019) - Khoja et al. (2019) - Fernández-Gámez et al. (2019)
نسبة التداول CR	الأصول المتداولة ÷ الالتزامات المتداولة	السيولة	- Acosta-Gonzalez et al. (2019) - Khoja et al. (2019) - Fernández-Gámez et al. (2019)
التدفق النقدي الحر FCF	التدفق النقدي التشغيلي – التغير في إجمالي الأصول الثابتة – التغير في صافي رأس المال التشغيلي العامل (بريجهام و إيرهاردت، 2009)	التدفق النقدي	- Gregory (2005) - Nunez (2014) - Zwateen (2016) - السليحات (2016)

ولقد تم الإبقاء على متغير نسبة التداول لشيوع استخدامه في الدراسات في ذلك المجال. كما تم استخدام متغير معدل العائد على حقوق الملكية؛ لأنه يعبر عن ربحية قراري التمويل والاستثمار معًا. مع استخدام متغير معدل العائد على الأصول لاحقًا للتحقق من قوة النتائج. ومن الجدير بالذكر أنه تم الاعتماد على قيمة الوسيط خلال الفترة 2016-2018 لكل متغير من المتغيرات الضابطة بالجدول – باستثناء متغير الانحراف المعياري- لتجنب القيم المتطرفة Outliers.

وتم استخدام متغير التدفق النقدي الحر Free Cash Flow (FCF) كمتغير ضابط. وهو التدفق النقدي المتاح للتوزيع على المستثمرين؛ سواءً كانوا دائنين أو حملة أسهم (بريجهام و إيرهاردت، 2009). فهو مقياس للنقدية الفائضة التي يمكن توجيهها لمشروعات ذات صافي قيمة حالية موجب، مما يؤدي لزيادة ثروة الملاك وتحسين قيمة المنشأة. كما أنه من الصعب التلاعب في قيمته مقارنة بالأرباح المحاسبية. وبزيادة التدفق النقدي الحر تزداد قدرة المنشأة على استغلال الفرص الاستثمارية المستقبلية، وعلى توزيع الأرباح وسداد الديون وإعادة شراء جزء من أسهمها عند الحاجة دون التأثير على قدرتها الإنتاجية. وعلى العكس من ذلك فإن انخفاض التدفق النقدي الحر قد يؤدي إلى زيادة مديونية الشركة وانخفاض السيولة بها، مما يعني زيادة احتمال تعثرها ماليًا (السليحات، 2016؛ Nunez, 2014). لذا فمن المتوقع انخفاض احتمال التعثر المالي للمنشأة بزيادة التدفق النقدي الحر.

الوصف الإحصائي

يبين جدول (2) نتائج اختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests واستقرار السلاسل الزمنية Stationarity لمتغيرات البيئة الخارجية بنموذج الانحدار الخطي المبين بالمعادلة (1). ولقد تم الاستعانة باختباري ديكي- فولر المعزز Augmented Dickey-Fuller (ADF) وفيليبس-بيرون Phillips-Perron (PP) لتحقيق هذا الغرض. ويشترك الاختباران في الفرض العدمي الذي يقضي بوجود جذر الوحدة وعدم استقرار السلسلة الزمنية؛ وبالتالي فإن رفض الفرض العدمي يقضي بعدم وجود جذر الوحدة ووجود استقرار في السلسلة الزمنية. وهناك ثلاثة أشكال من كل اختبار من الاختبارين السابقين؛ فقد يتضمن الاختبار الثابت Intercept في معادلة الانحدار، وقد يشتمل على الثابت والاتجاه Intercept and Trend، وقد لا يشتمل على كل من الثابت والاتجاه None.

جدول (2): نتائج اختبارات جذر الوحدة واستقرار السلاسل الزمنية

يبين الجدول نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختباري Augmented Dickey-Fuller (ADF) و Phillips-Perron (PP) بالاعتماد على سلسلة بيانات شهرية بواقع 83 شهر للفترة من يناير 2009 إلى ديسمبر 2015؛ حيث يظهر الجدول قيم إحصائيات t (والاحتمالات المشاهدة P. Values) لاختباري ADF و PP للمستوي Level لثلاثة نماذج؛ يمثل النموذج (1) النموذج الذي يتضمن الثابت في معادلة الانحدار، والنموذج (2) يشتمل على الثابت والاتجاه الخطي، أما النموذج (3) فلا يشتمل على الثابت ولا على الاتجاه.

المتغير ونوع الاختبار	ADF			PP		
	1	2	3	1	2	3
INF	-3.707 (0.006)	-9.012 (0.000)	-4.778 (0.000)	-3.817 (0.004)	-9.208 (0.000)	-8.437 (0.000)
IP	-8.969 (0.000)	-11.436 (0.000)	-8.925 (0.000)	-14.085 (0.000)	-11.940 (0.000)	-9.481 (0.000)
TBILL	-7.476 (0.000)	-10.641 (0.000)	-2.007 (0.043)	7.400 (0.000)	-10.777 (0.000)	-8.284 (0.000)
M2	-8.654 (0.000)	-12.505 (0.000)	-12.477 (0.000)	-8.834 (0.000)	-12.596 (0.000)	-12.552 (0.000)

-2.733 (0.007)	-8.008 (0.000)	-8.787 (0.000)	0.139 (0.139)	-1.441 (0.000)	-8.788 (0.000)	EGX30

ويتضح من جدول (2) أن جميع قيم إحصائيات t معنوية لجميع متغيرات البحث بالنماذج الثلاثة المستخدمة حسب المستوى Level عند مستوى معنوية 1%، ماعدا استثناءين فقط. يتمثل الاستثناء الأول في أن متغير TBILL معنوي عند مستوى معنوية 5% عند استخدام اختبار ADF بالنموذج الثالث الذي لا يحتوي على ثابت ولا اتجاه. أما الاستثناء الثاني فيتمثل في أن متغير EGX30 غير معنوي وفقا لاختبار ADF بالنموذج الثالث. وحيث أن متغير EGX30 معنوي عند مستوى معنوية 1% وفقًا للاختبارات الخمسة الأخرى؛ لذا يجب رفض الفرض العدمي الذي يقضي بوجود جذر الوحدة وعدم استقرار السلاسل الزمنية لجميع السلاسل الزمنية المستخدمة في الدراسة. وهذا يعني أن جميع سلاسل متغيرات البيئة الخارجية بالنموذج المبين بالمعادلة (1) مستقرة زمنيًا.

وبالنظر لآخر عمود بجدول (3) الذي يبين الاحتمال المشاهد P. Value لاختبار Jarque-Bera لكل متغير من متغيرات الدراسة، يتضح أن كل المتغيرات لها احتمال يقل عن 5% باستثناء ثلاثة متغيرات هي β_{INF} و β_{IP} و β_{EGX30}. وهذا يعني أنه وفقًا لهذا الاختبار فإن المتغيرات لا تتبع التوزيع الطبيعي ما عدا الثلاثة متغيرات سالفة الذكر. ويتضح كذلك اختلاف قيم الالتواء Skewness عن الصفر، واختلاف قيم التفلطح Kurtosis عن 3 لأغلب المتغيرات. بما يعني أن أغلب متغيرات الدراسة لا تتبع التوزيع الطبيعي. وهذا يبرر الاعتماد على نموذج لا يشترط التوزيع الطبيعي للمتغيرات كنموذج انحدار كوكس (Der & Everitt, 2007).

ويعرض جدول (4) مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة المستخدمة بنموذج انحدار كوكس. ويتضح من المصفوفة أن معاملات الارتباط كلها أقل من 0,80، وهذا دليل مبدئي على عدم وجود مشكلة العلاقة الخطية المتعددة بين المتغيرات المستقلة Multicollinearity. وللتأكد من عدم التعرض لهذه المشكلة، تم الحصول على قيم معامل تضخم التباين Variance Inflation Factor (VIF) لكل متغير مستقل. ولقد كانت جميع قيم VIF أقل من 10 وكانت أعلى قيمة له هي 2,614 الخاصة بمتغير معدل العائد على حقوق الملكية ROE. وهذا دليل على عدم وجود هذه المشكلة.

ومن المفضل استخدام أسلوب الخطأ المعياري القوي (الراسخ) Robust Standard Error عند تقدير معاملات نموذج انحدار كوكس لأنها تعالج مشاكل الارتباط الذاتي لحدود الخطأ Autocorrelation، وعدم تجانس تباين حدود الخطأ Heteroskedasticity، والقيم المتطرفة Outliers (Hamilton, 2006). وهناك طريقتان يمكن استخدامها لتقدير نموذج كوكس بأسلوب الخطأ المعياري القوي وهما طريقة Breslow وطريقة Efron حسب طريقة تعاملهما مع أزمنة البقاء المترابطة Tied survival times. وتعد طريقة Breslow هي النموذج الأساسي للتقدير بأغلب البرامج، وسيتم تقدير النموذج بالطريقتين المذكورتين.

جدول (3): إحصائيات وصفية للمتغيرات المستخدمة بنموذج انحدار كوكس

يعرض الجدول الإحصائيات الوصفية الأكثر شيوعًا للمتغيرات المستخدمة بنموذج انحدار كوكس المبين بالمعادلة (2) لعدد 120 شركة خلال الفترة 2016-2018. ويشير ST لزمن البقاء، ومبين أسفل المعادلتين (1) و (2) تعريف كل متغير من المتغيرات الباقية.

المتغيرات المستقلة	المتوسط	الوسيط	أقصى قيمة	أدنى قيمة	الانحراف المعياري	الالتواء	التفلطح	مقياس Jarque-Bera	الاحتمال
ST	2.96667	3	3	2	0.18026	-5.1995	28.0345	3674.32	0.00000
β_{INF}	0.00076	9.99E-6	0.02523	-0.01595	0.00795	0.45118	2.98899	4.07190	0.13056
β_{IP}	-0.00206	-0.00205	0.00458	-0.00946	0.00261	-0.15625	2.92547	0.51605	0.77258
β_{TBILL}	-0.00121	-0.00081	0.01231	-0.02277	0.00626	-0.48534	3.66510	6.92892	0.03129
β_{M2}	-0.01417	-0.01083	0.07569	-0.11902	0.03440	-0.60486	3.54430	8.79834	0.01229
β_{EGX30}	0.80893	0.82196	1.69126	-0.06573	0.40591	-0.04611	2.06101	4.45108	0.10801
SD	15.1481	14.8529	35.6467	4.96254	5.36132	0.83912	4.64715	27.6480	0.00000
MC	6.07897	5.75654	10.0923	3.71427	1.52901	0.51569	2.32722	7.58191	0.02257
ROE	8.68335	9.42675	44.4703	-137.266	19.2499	-3.70801	29.3201	3738.72	0.00000
LEVERAGE	16.5237	9.15730	201.901	0.00040	23.1630	4.70902	35.8699	5845.66	0.00000
CR	10.7160	1.57075	825.087	0.27100	75.4744	10.6044	114.865	64818.3	0.00000
FCF	90.4858	15.0607	1781.87	-523.529	271.7717	3.47487	18.6470	1465.63	0.00000

جدول (4): مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة الداخلة في نموذج انحدار كوكس

يبين الجدول مصفوفة معاملات الارتباط للمتغيرات المستقلة للبحث لعدد 120 شركة خلال الفترة 2016-2018. ولقد سبق تعريف كل متغير أسفل المعادلتين 1 و 2.

	β_{INF}	β_{IP}	β_{TBILL}	β_{M2}	β_{EGX30}	SD	MC	ROE	LEVERAGE	CR	FCF
β_{INF}	1.0000										
β_{IP}	-0.3238	1.0000									
β_{TBILL}	-0.1471	0.2572	1.0000								
β_{M2}	-0.0252	0.2445	0.0329	1.0000							
β_{EGX30}	0.1361	-0.0535	-0.2314	-0.0820	1.0000						
SD	0.2326	-0.3915	-0.5147	-0.3045	0.4405	1.0000					
MC	-0.3268	0.3368	0.1602	0.1183	-0.0668	-0.4457	1.0000				
ROE	-0.0160	0.0568	0.2132	-0.0345	-0.4043	-0.3144	0.1854	1.0000			
LEVERAGE	0.0088	-0.0329	-0.0644	0.1138	0.1001	0.0751	0.0615	-0.6462	1.0000		
CR	0.1626	-0.0762	0.0026	-0.0210	-0.0827	-0.0467	-0.0225	0.0376	0.2648	1.0000	
FCF	-0.0873	0.0865	0.2466	0.0607	-0.2902	-0.3923	0.4227	0.2588	-0.1170	-0.0197	1.0000

النتائج

يبين جدولي (5) و (6) مخرجات نموذج انحدار كوكس للأخطار المتناسبة Cox Proportional Hazards Model بطريقتي Breslow و Efron بالترتيب باستخدام برنامج STATA. وقبل الاعتماد على المخرجات المبينة بالجدولين وتفسيرها، يجب التحقق أولاً من ملاءمة هذا النموذج للدراسة. ويتم ذلك بالتحقق أولاً من صحة افتراض الأخطار المتناسبة باستخدام اختبار Schoenfeld residuals PH test. ويقضي الفرض العدمي لهذا الاختبار بأن الأخطار متناسبة والنموذج ملائم؛ حيث يقضي بعدم وجود علاقة بين نسبة الخطر اللوغاريتمية Log Hazard Ratio وزمن البقاء.أما الفرض البديل فيقضي بعدم تناسب الأخطار، وأن النموذج الملائم هو نموذج كوكس للأخطار غير المتناسبة Cox Non-Proportional Hazards Model. ويعني تناسب الأخطار أن نسبة الخطر Hazard Ratio لمفردتين (شركتين) تظل ثابتة عبر الزمن. فإذا كان احتمال التعثر المالي لشركة ما ضعف احتمال التعثر المالي لشركة أخرى في نقطة زمنية معينة، فإن تناسب الأخطار يعني استمرار هذه العلاقة عبر الزمن (Kleinbaum & Klein, 2005; Der & Everitt, 2007).

جدول (5) مخرجات نموذج انحدار كوكس بطريقة Breslow

يبين الجدول مخرجات نموذج انحدار كوكس باستخدام طريقة Breslow بأسلوب الخطأ المعياري القوي لعدد شركات قدره 120 شركة خلال الفترة 2016-2018.

```
Cox regression -- Breslow method for ties

No. of subjects      =          120                 Number of obs    =       120
No. of failures      =            5
Time at risk         =          356
                                                    Wald chi2( 11)   =     34.62
Log pseudolikelihood =   -15.062562                 Prob > chi2      =    0.0003
```

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	.236413	.8790186	0.27	0.788	-1.486432	1.959258
IP	-.3731209	2.243099	-0.17	0.868	-4.769515	4.023273
TBILL	3.073246	1.10576	2.78	0.005	.9059971	5.240496
M2	.6940554	.7511587	0.92	0.355	-.7781887	2.166299
EGX30	-4.2167	1.513134	-2.79	0.005	-7.182388	-1.251011
SD	-.1754975	.1130284	-1.55	0.120	-.397029	.0460341
MC	-.0743895	.7124262	-0.10	0.917	-1.470719	1.32194
ROE	-.1065728	.0364115	-2.93	0.003	-.177938	-.0352077
LEVERAGE	-.0387498	.0310491	-1.25	0.212	-.0996048	.0221053
CR	-3.987139	1.31438	-3.03	0.002	-6.563278	-1.411001
FCF	-.0076258	.0053879	-1.42	0.157	-.0181859	.0029343

```
. estat phtest

      Test of proportional-hazards assumption

      Time:  Time
```

	chi2	df	Prob>chi2
global test	4.41	11	0.9562

جدول (6) مخرجات نموذج انحدار كوكس بطريقة Efron

يبين الجدول مخرجات نموذج انحدار كوكس باستخدام طريقة Efron بأسلوب الخطأ المعياري القوي لعدد شركات قدره 120 شركة خلال الفترة 2016-2018.

Cox regression -- Efron method for ties

No. of subjects	=	120	Number of obs	= 120
No. of failures	=	5		
Time at risk	=	356		
			Wald chi2(11)	= 31.37
Log pseudolikelihood	=	-14.698205	Prob > chi2	= 0.0010

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	.1789547	1.071493	0.17	0.867	-1.921133	2.279042
IP	-.1770047	3.188813	-0.06	0.956	-6.426963	6.072953
TBILL	3.157084	1.2499	2.53	0.012	.7073259	5.606843
M2	.7568991	.9732514	0.78	0.437	-1.150639	2.664437
EGX30	-4.283079	1.999605	-2.14	0.032	-8.202233	-.3639249
SD	-.176712	.1254178	-1.41	0.159	-.4225263	.0691023
MC	-.1257779	.8064324	-0.16	0.876	-1.706356	1.454801
ROE	-.1066956	.0470979	-2.27	0.023	-.1990057	-.0143855
LEVERAGE	-.038203	.0436197	-0.88	0.381	-.1236959	.04729
CR	-4.024903	1.410575	-2.85	0.004	-6.789579	-1.260227
FCF	-.0078713	.0071715	-1.10	0.272	-.0219271	.0061846

. estat phtest

Test of proportional-hazards assumption

Time: **Time**

	chi2	df	Prob>chi2
global test	4.69	11	0.9453

وبالنظر للجزء السفلي من جدولي (5) و (6) يتضح أن قيمة الاحتمال المشاهد لاختبار Schoenfeld residuals PH أكبر من 5% بكثير؛ حيث تساوي 0,9562 وفقًا لطريقة Breslow و 0,9453 حسب طريقة Efron. وهذا يعني عدم رفض الفرض العدمي؛ بما يعني أن النموذج المناسب للدراسة هو نموذج كوكس للأخطار المتناسبة. بعد ذلك يجب التحقق من المعنوية الكلية للنموذج باستخدام اختبار Wald. وحيث أن قيمة $\chi 2$ Wald البالغة 34,62 بطريقة Breslow و 31,37 بطريقة Efron معنوية عند مستوى معنوية 1% (الاحتمال المشاهد يساوي 0,0003 في طريقة Breslow و 0,0010 في طريقة Efron)، فإن النموذجين مقبولان عند مستوى معنوية كلية 1%.

وتتطابق المعلومات التي تم استخلاصها من جدولي (5) و (6)؛ حيث يتضح أن هناك متغيران من متغيرات البيئة الخارجية ومتغيران من المتغيرات الضابطة لهم تأثير معنوي على احتمال التعثر المالي. وبالتحديد، هناك تأثير معنوي طردي لمتغير حساسية عوائد الأسهم لتقلبات التغير في معدل الفائدة مقاسًا بعائد أذون الخزانة لمدة عام (β_{Tbill}[3]) على احتمال التعثر المالي عند

3 المتغيرات الموجودة بالجدولين 5 و 6 تشير لحساسية عوائد الأسهم لكل متغير من متغيرات البيئة الخارجية التي تم الحصول عليها من النموذج المبين بالمعادلة (1). فمتغيرات INF و IP و TBILL و M2 و EGX30 بالجدولين 5 و 6

مستوى معنوية 1% في طريقة Breslow (الاحتمال المشاهد يساوي 0,005) وعند مستوى معنوية 5% في طريقة Efron (الاحتمال المشاهد يساوي 0,012). وتتفق هذه النتيجة مع التوقعات؛ فبارتفاع عائد أذون الخزانة ترتفع معدلات الفائدة بالسوق ويزداد احتمال تعثر المنشآت. كما تتفق من نتائج دراسات Harada & Kageyama (2011) و Bruneau et al. (2012) و Tinoco & Wilson (2013) و Ninh et al., (2018) و Tinoco et al. (2018). وبذلك فقد تم قبول الفرض الثالث للدراسة.

كما تم التوصل لوجود تأثير معنوي عكسي لمتغير حساسية عوائد الأسهم لتقلبات العائد على مؤشر EGX30 (β_{EGX30}) على احتمال التعثر المالي عند مستوى معنوية 1% في طريقة Breslow (الاحتمال المشاهد يساوي 0,005) وعند مستوى معنوية 5% في طريقة Efron (الاحتمال المشاهد يساوي 0,032). وتتفق هذه النتيجة أيضًا مع التوقعات؛ حيث يتوقع تحسن الصحة العامة لقطاع الشركات وانخفاض التعثر المالي بارتفاع عوائد المؤشر. كما تتفق مع نتيجة دراسة Altman (1983) على السوق الأمريكي. وهذا يعني قبول الفرض الخامس للدراسة. وأظهرت النتائج كذلك وجود علاقة معنوية عكسية كما هو متوقع بين احتمال التعثر المالي وكل من معدل العائد على حقوق الملكية ونسبة التداول بالطريقتين المستخدمتين.

وبالنظر لقيمة الاحتمال المشاهد لكل متغير من المتغيرات المتبقية بالدراسة والمتعلقة بأثر حساسية المنشآت للتغيرات في معدل التضخم ومعدل نمو الإنتاج الصناعي ومعدل نمو المعروض النقدي على احتمال التعثر المالي، يتضح أن أنها أكبر بكثير من 0,05 وهذا يعني رفض الفرض الأول والثاني والرابع للدراسة. وتتفق هذه النتائج مع نتائج بعض الدراسات السابقة؛ حيث توصلت دراسة Harada & Kageyama (2011) لعدم تأثر معدل الإفلاس معنويًا بالتضخم مقاسًا بمكمش الناتج المحلي الإجمالي. كما توصلت دراستي Tirapat & Nittayagasetwat (1999) و Agrawal & Maheshwari (2014) لعدم وجود أثر معنوي لحساسية المنشآت للتغيرات في معدل نمو كل من الإنتاج الصناعي والمعروض النقدي على احتمال التعثر المالي.

طرق التحقق من قوة النتائج

يمكن التحقق من قوة نتائج الدراسة عن طريق استخدام طرق بديلة لقياس بعض متغيرات البحث، وإجراء تعديل على فترة المعاينة. ويمكن بيان هاتين الطريقتين كما يلي:

(ا) استخدام طرق بديلة لقياس بعض متغيرات البحث:

من الطرق البديلة التي سيتم استخدامها لقياس بعض متغيرات البحث استخدام معدل العائد على الأصول بدلاً من معدل العائد على حقوق الملكية، واستخدام المعروض النقدي M1 بدلاً من M2، واستخدام طرق بديلة لقياس التعثر المالي ووقت البقاء. ويمكن بيان ذلك كما يلي:

(أ) استخدام معدل العائد على الأصول بدلاً من معدل العائد على حقوق الملكية:

يعد معدل العائد على الأصول Return on Assets (ROA) من أكثر مقاييس الربحية شيوعًا التي تم استخدامها كمحدد للتعثر المالي. ولقد تم استخدام هذا المعدل في الدراسات بإحدى

تشير بالترتيب إلى متغيرات β_{INF} و β_{IP} و β_{TBILL} و β_{M2} و β_{EGX30} بالمعادلة (2)، ولكن لم تكتب β لأن برنامج STATA لم يقبلها ضمن أسماء المتغيرات.

صيغتين؛ تتمثل الأولى في نسبة صافي الربح بعد الضريبة لإجمالي الأصول. ولقد تم استخدام هذه الصيغة في عدة دراسات كدراسات Beaver (1966) و Ohlson (1980) و Zmijewski (1984) و Shumway (2001) و Beaver et al. (2005) و Acosta-Gonzalez et al. (2019).

أما الصيغة الثانية فتتمثل في نسبة صافي الربح قبل الفوائد والضريبة EBIT لإجمالي الأصول. ولقد استخدم Altman (1968) هذه الصيغة عند تحديد Z-Score واستخدمها أيضًا Ganesalingam & Kumar (2001) و Cultrera & Brédart (2016) في مجال التعثر المالي. لذا سيتم استخدام الصيغة الأولى لمعدل العائد على الأصول ROA ثم الصيغة الثانية ROA2 بدلاً من معدل العائد على حقوق الملكية.

جدول (7) مخرجات نموذج انحدار كوكس عند استخدام متغير معدل العائد على الأصول ROA بدلاً من معدل العائد على حقوق الملكية ROE

Cox regression -- Breslow method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 5		
Time at risk	= 356		
		Wald chi2(11)	= 19.82
Log pseudolikelihood	= -15.942999	Prob > chi2	= 0.0479

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	-.3994345	.8423425	-0.47	0.635	-2.050395	1.251526
IP	-1.006375	2.136424	-0.47	0.638	-5.193689	3.180939
TBILL	3.094376	1.29161	2.40	0.017	.5628666	5.625886
M2	.6398931	.795618	0.80	0.421	-.9194896	2.199276
EGX30	-3.339869	1.423967	-2.35	0.019	-6.130793	-.5489458
SD	-.2083454	.1849813	-1.13	0.260	-.5709021	.1542114
MC	-.0824385	.5326914	-0.15	0.877	-1.126495	.9616176
ROA	-.3289986	.2221135	-1.48	0.139	-.7643332	.1063359
LEVERAGE	-.016839	.0241942	-0.70	0.486	-.0642588	.0305808
CR	-2.325122	1.296157	-1.79	0.073	-4.865544	.215299
FCF	-.0059757	.0036841	-1.62	0.105	-.0131964	.0012449

Cox regression -- Efron method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 5		
Time at risk	= 356		
		Wald chi2(11)	= 16.75
Log pseudolikelihood	= -15.49796	Prob > chi2	= 0.1154

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	-.4241743	.9502331	-0.45	0.655	-2.286597	1.438248
IP	-.8244978	2.989915	-0.28	0.783	-6.684623	5.035627
TBILL	3.283898	1.625482	2.02	0.043	.0980113	6.469785
M2	.7211185	1.022397	0.71	0.481	-1.282742	2.724979
EGX30	-3.508799	1.837097	-1.91	0.056	-7.109443	.0918449
SD	-.2162009	.2052759	-1.05	0.292	-.6185343	.1861326
MC	-.1105373	.5722342	-0.19	0.847	-1.232096	1.011021
ROA	-.348299	.2669454	-1.30	0.192	-.8715025	.1749044
LEVERAGE	-.0174971	.0325704	-0.54	0.591	-.081334	.0463397
CR	-2.451636	1.538914	-1.59	0.111	-5.467852	.5645805
FCF	-.0062313	.0048466	-1.29	0.199	-.0157304	.0032678

جدول (8) مخرجات نموذج انحدار كوكس عند استخدام متغير معدل العائد على الأصول ROA2 بدلاً من معدل العائد على حقوق الملكية ROE

Cox regression -- Breslow method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 5		
Time at risk	= 356		
		Wald chi2(11)	= 25.58
Log pseudolikelihood	= -15.377618	Prob > chi2	= 0.0075

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	-.6501634	1.468091	-0.44	0.658	-3.527569	2.227242
IP	-1.566351	2.890646	-0.54	0.588	-7.231913	4.099211
TBILL	3.005586	1.229101	2.45	0.014	.5965923	5.41458
M2	.9425472	1.163051	0.81	0.418	-1.336991	3.222085
EGX30	-3.437034	1.319531	-2.60	0.009	-6.023267	-.8508015
SD	-.2356165	.1970165	-1.20	0.232	-.6217616	.1505287
MC	.0135786	.6691871	0.02	0.984	-1.298004	1.325161
ROA2	-.2378655	.106011	-2.24	0.025	-.4456433	-.0300877
LEVERAGE	-.0013731	.0188854	-0.07	0.942	-.0383879	.0356416
CR	-3.319098	1.540681	-2.15	0.031	-6.338778	-.2994182
FCF	-.0079258	.005473	-1.45	0.148	-.0186527	.0028011

Cox regression -- Efron method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 5		
Time at risk	= 356		
		Wald chi2(11)	= 22.17
Log pseudolikelihood	= -14.98456	Prob > chi2	= 0.0231

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	-.7553043	1.766464	-0.43	0.669	-4.217511	2.706902
IP	-1.49213	3.967721	-0.38	0.707	-9.268721	6.284461
TBILL	3.198753	1.638046	1.95	0.051	-.0117572	6.409264
M2	1.04349	1.503141	0.69	0.488	-1.902612	3.989592
EGX30	-3.492164	1.705074	-2.05	0.041	-6.834047	-.1502804
SD	-.2439801	.2264952	-1.08	0.281	-.6879025	.1999423
MC	-.0256616	.7626989	-0.03	0.973	-1.520524	1.469201
ROA2	-.2447629	.1412662	-1.73	0.083	-.5216396	.0321138
LEVERAGE	-.000795	.0254127	-0.03	0.975	-.0506031	.0490131
CR	-3.500261	1.895565	-1.85	0.065	-7.2155	.2149773
FCF	-.0083114	.0074936	-1.11	0.267	-.0229986	.0063758

وكما يتضح من جدول (7) فإنه باستخدام الصيغة الأولى لمعدل العائد على الأصول تم التوصل لنفس النتيجة السابق الحصول عليها بطريقتي Breslow و Efron وهي المعنوية الموجبة للعائد على أذون الخزانة، والمعنوية السالبة للعائد على مؤشر EGX30. إلا أن معنوية متغير مؤشر الأسهم قد انخفضت إلى 10% بطريقة Efron. ولا يفضل الاعتماد على نتيجة طريقة Efron في هذه الحالة لأن Wald $\chi 2$ تبلغ 0,1154 بما يعني عدم المعنوية الكلية للنموذج. كما تم الحصول على نفس النتائج عند استخدام الصيغة الثانية ROA2، إلا أن مستوى معنوية متغير العائد على أذون الخزانة قد انخفض إلى 10% بطريقة Efron كما يتضح من جدول (8).

(ب) استخدام المعروض النقدي M1 بدلاً من M2:

على الرغم من شيوع استخدام المعروض النقدي M2 كمحدد اقتصادي في دراسات التعثر المالي، إلا أن هناك بعض الدراسات قد استخدمت M1 بدلاً منه كدراسة Agrawal & Maheshwari (2014). لذلك سيتم إحلال متغير M1 في نموذج الانحدار الخطي المبين بالمعادلة (1) محل متغير M2 ويتم تشغيل معادلة الانحدار بقدر عدد الشركات؛ أي 120 مرة للحصول مرة أخرى على حساسية عوائد أسهم الشركات للتغيرات في متغيرات البيئة الخارجية محل الدراسة؛ تمهيدًا لاستخدامها في نموذج انحدار كوكس.

ولقد أظهرت النتائج المبينة بجدول (9) معنوية متغير EGX30 والمتغيرين الضابطين وهما معدل العائد على حقوق الملكية ونسبة التداول بإشارتهم السالبة كما هو متوقع، سواءً تم اعتماد على طريقة Breslow أو Efron. إلا أن متغير العائد على أذون الخزانة لم يعد تأثيره معنوي بهذا التوصيف. ولكن عند استخدام متغير معدل العائد على الأصول مقاسًا بنسبة صافي الربح بعد الضريبة لإجمالي الأصول بدلاً من متغير معدل العائد على حقوق الملكية، تم الحصول على نفس نتائج النموذج الأصلي بطريقتي التقدير، والتي تؤكد على المعنوية الموجبة لمتغير العائد على أذون الخزانة، والمعنوية السالبة لمتغير العائد على مؤشر EGX30 كما يتضح من المخرجات بجدول (10).

جدول (9) مخرجات نموذج انحدار كوكس عند استخدام متغير المعروض النقدي M1 بدلاً من M2

Cox regression -- Breslow method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 5		
Time at risk	= 356		
		Wald chi2(11)	= 54.72
Log pseudolikelihood	= -15.708358	Prob > chi2	= 0.0000

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	.3444303	.5348256	0.64	0.520	-.7038087	1.392669
IP	.6183208	2.394278	0.26	0.796	-4.074378	5.31102
TBILL	2.686758	1.72391	1.56	0.119	-.692043	6.06556
M1	.0008937	.0076733	0.12	0.907	-.0141456	.0159331
EGX30	-4.052048	1.079508	-3.75	0.000	-6.167845	-1.936252
SD	-.1560001	.0958856	-1.63	0.104	-.3439324	.0319321
MC	.0287352	.5823499	0.05	0.961	-1.11265	1.17012
ROE	-.0897195	.0224404	-4.00	0.000	-.133702	-.0457371
LEVERAGE	-.0224212	.0267867	-0.84	0.403	-.0749222	.0300799
CR	-3.271481	.9519239	-3.44	0.001	-5.137217	-1.405744
FCF	-.0065788	.0040902	-1.61	0.108	-.0145954	.0014378

Cox regression -- Efron method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 5		
Time at risk	= 356		
		Wald chi2(11)	= 52.57
Log pseudolikelihood	= -15.382206	Prob > chi2	= 0.0000

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	.294668	.5965613	0.49	0.621	-.8745707	1.463907
IP	1.004722	2.999401	0.33	0.738	-4.873995	6.883439
TBILL	2.802399	2.04263	1.37	0.170	-1.201082	6.805881
M1	.0004332	.0088431	0.05	0.961	-.0168989	.0177654
EGX30	-4.015318	1.212839	-3.31	0.001	-6.392439	-1.638197
SD	-.1509316	.098495	-1.53	0.125	-.3439782	.0421151
MC	.0157632	.6328954	0.02	0.980	-1.224689	1.256215
ROE	-.0870781	.0224405	-3.88	0.000	-.1310607	-.0430956
LEVERAGE	-.0185402	.0313668	-0.59	0.554	-.0800181	.0429376
CR	-3.342345	1.122943	-2.98	0.003	-5.543273	-1.141416
FCF	-.0063746	.0041361	-1.54	0.123	-.0144812	.001732

جدول (10) مخرجات نموذج انحدار كوكس عند استخدام متغير المعروض النقدي M1 بدلاً من M2 واستخدام ROA بدلاً من ROE

Cox regression -- Breslow method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 5		
Time at risk	= 356		
		Wald chi2(11)	= 29.62
Log pseudolikelihood	= -16.484503	Prob > chi2	= 0.0018

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	-.2100779	.5607951	-0.37	0.708	-1.309216	.8890604
IP	.0899581	1.869933	0.05	0.962	-3.575044	3.75496
TBILL	2.458574	1.120716	2.19	0.028	.2620122	4.655137
M1	.0014127	.0061744	0.23	0.819	-.0106888	.0135143
EGX30	-3.140496	1.007368	-3.12	0.002	-5.114902	-1.16609
SD	-.1775925	.1271195	-1.40	0.162	-.4267421	.0715571
MC	-.0476129	.4414007	-0.11	0.914	-.9127423	.8175165
ROA	-.2535357	.1257446	-2.02	0.044	-.4999905	-.0070808
LEVERAGE	-.0032843	.0188105	-0.17	0.861	-.0401521	.0335836
CR	-1.810172	.7769408	-2.33	0.020	-3.332948	-.2873959
FCF	-.0050316	.002605	-1.93	0.053	-.0101373	.0000741

Cox regression -- Efron method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 5		
Time at risk	= 356		
		Wald chi2(11)	= 27.33
Log pseudolikelihood	= -16.110039	Prob > chi2	= 0.0041

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	-.2341181	.6415567	-0.36	0.715	-1.491546	1.02331
IP	.5092884	2.357214	0.22	0.829	-4.110766	5.129343
TBILL	2.56644	1.279845	2.01	0.045	.0579911	5.07489
M1	.0012719	.0069079	0.18	0.854	-.0122673	.0148111
EGX30	-3.193913	1.087935	-2.94	0.003	-5.326227	-1.0616
SD	-.1773345	.1295159	-1.37	0.171	-.431181	.076512
MC	-.0662319	.4710115	-0.14	0.888	-.9893976	.8569337
ROA	-.2570411	.12728	-2.02	0.043	-.5065053	-.007577
LEVERAGE	-.001095	.0219833	-0.05	0.960	-.0441815	.0419915
CR	-1.91659	.9452831	-2.03	0.043	-3.769311	-.0638692
FCF	-.004937	.0027061	-1.82	0.068	-.0102409	.0003668

(ج) استخدام طرق بديلة لقياس التعثر المالي ووقت البقاء:

لقد تم اعتبار الشركة متعثرة ماليًا بالدراسة الحالية إذا بلغت خسائر الشركة 50% أو أكثر من قيمة حقوق المساهمين. ولقد أسفر هذا التعريف للتعثر المالي عن وجود عدد محدود من الشركات المتعثرة يبلغ 5 شركات فقط و 115 شركة غير متعثرة. مما دعا الباحث لاستخدام طرق بديلة لقياس التعثر المالي. وهناك عدة طرق يمكن الاعتماد عليها لقياس التعثر المالي (الجبالي، 2019)، وسيتم الاعتماد على طريقتين بديلتين من هذه الطرق.

تتمثل الطريقة البديلة الأولى في اعتبار الشركة متعثرة إذا انخفض معدل تغطية الفوائد عن الواحد. ويقاس معدل تغطية الفوائد بقسمة صافي الربح قبل الفوائد والضرائب على الفوائد المدينة. ولقد تم استخدام هذه الطريقة بعدة دراسات منها دراسة Ninh et al. (2018) ودراسة Habib et al. (2018) ودراسة الجبالي (2019). ولقد نتج عن استخدام هذا المقياس وجود 43 شركة متعثرة و 77 شركة غير متعثرة. أما الطريقة البديلة الثانية فترى أن الشركة متعثرة إذا كان كل من صافي الربح بعد الضريبة وصافي التدفق النقدي التشغيلي سالب بالسنة الحالية. وتم استخدامها بدراستي Habib et al. (2018) والجبالي (2019). وأسفر تطبيق هذا المقياس عن 27 شركة متعثرة ماليًا و 93 شركة غير متعثرة.

ويبين جدول (11) مخرجات النموذج عند قياس التعثر المالي بالطريقة الأولى المعتمدة على معدل تغطية الفوائد. أما جدول (12) فيبين المخرجات عند استخدام الطريقة الثانية سالفة الذكر. وبالنظر لمخرجات الجدولين 11 و 12 نجد أن النتائج قد اختلفت تمامًا عن نتائج النموذج الأصلي؛ حيث أصبح تأثير متغيري العائد على أذون الخزانة وعائد مؤشر EGX30 غير معنوي. وأصبح متغير معدل التضخم معنوي بإشارة سالبة، سواءً تم استخدام طريقة Breslow أو Efron، أو تم استخدام المقياس البديل الأول أو الثاني للتعثر المالي. ولقد تم تأكيد هذه النتائج أيضًا باستخدام المعروض النقدي M1 بدلاً من M2 (لم تعرض المخرجات بهدف الاختصار). وهذا يعني أن النتائج حساسة للمقياس المستخدم للتعثر المالي.

جدول (11) مخرجات نموذج انحدار كوكس عند استخدام معدل تغطية الفوائد كمقياس للتعثر المالي

Cox regression -- Breslow method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 43		
Time at risk	= 287		
		Wald chi2(11)	= 61.82
Log pseudolikelihood	= -190.30976	Prob > chi2	= 0.0000

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	-.3457418	.1708797	-2.02	0.043	-.6806599	-.0108238
IP	-.3467683	.6044834	-0.57	0.566	-1.531534	.8379974
TBILL	-.5165752	.3666785	-1.41	0.159	-1.235252	.2021015
M2	-.108721	.1018437	-1.07	0.286	-.308331	.090889
EGX30	-.1479366	.3053234	-0.48	0.628	-.7463594	.4504862
SD	.0092369	.0271154	0.34	0.733	-.0439083	.062382
MC	.0557356	.1176616	0.47	0.636	-.1748768	.286348
ROE	-.0276229	.0108026	-2.56	0.011	-.0487956	-.0064501
LEVERAGE	-.0079574	.0090941	-0.88	0.382	-.0257816	.0098667
CR	-.0295436	.0216571	-1.36	0.173	-.0719907	.0129035
FCF	-.000157	.0006119	-0.26	0.798	-.0013563	.0010424

Cox regression -- Efron method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 43		
Time at risk	= 287		
		Wald chi2(11)	= 91.14
Log pseudolikelihood	= -178.56746	Prob > chi2	= 0.0000

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	-.4264191	.2010611	-2.12	0.034	-.8204917	-.0323465
IP	-.1780406	.6900957	-0.26	0.796	-1.530603	1.174522
TBILL	-.8725791	.4496882	-1.94	0.052	-1.753952	.0087936
M2	-.166796	.1326656	-1.26	0.209	-.4268157	.0932238
EGX30	-.2066695	.378095	-0.55	0.585	-.9477221	.5343831
SD	.0140192	.032295	0.43	0.664	-.0492779	.0773162
MC	.0367757	.1363207	0.27	0.787	-.2304081	.3039594
ROE	-.0337123	.0123089	-2.74	0.006	-.0578373	-.0095874
LEVERAGE	-.0074945	.0106252	-0.71	0.481	-.0283196	.0133306
CR	-.0325786	.0233082	-1.40	0.162	-.0782617	.0131046
FCF	3.82e-06	.0006479	0.01	0.995	-.001266	.0012737

جدول (12) مخرجات نموذج انحدار كوكس عند الاعتماد على صافي الربح بعد الضريبة وصافي التدفق النقدي التشغيلي لقياس التعثر المالي

```
Iteration 0:   log pseudolikelihood =      -115.32291

Cox regression -- Breslow method for ties

No. of subjects      =          120                 Number of obs    =        120
No. of failures      =           27
Time at risk         =          322
                                                    Wald chi2( 11)   =      87.66
Log pseudolikelihood =    -115.32291                Prob > chi2      =     0.0000
```

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	-.5072749	.2433702	-2.08	0.037	-.9842717	-.0302781
IP	-.0690059	1.091351	-0.06	0.950	-2.208014	2.070002
TBILL	-.5611509	.6188266	-0.91	0.365	-1.774029	.6517269
M2	-.024379	.1627001	-0.15	0.881	-.3432652	.2945073
EGX30	-.1397831	.5172644	-0.27	0.787	-1.153603	.8740364
SD	-.0036369	.0448793	-0.08	0.935	-.0915987	.0843249
MC	-.1584825	.1740002	-0.91	0.362	-.4995166	.1825517
ROE	-.0293683	.0173508	-1.69	0.091	-.0633751	.0046386
LEVERAGE	-.0052564	.0158059	-0.33	0.739	-.0362354	.0257225
CR	-.0016452	.0031081	-0.53	0.597	-.0077371	.0044466
FCF	-.0012619	.0015423	-0.82	0.413	-.0042848	.001761

```
Cox regression -- Efron method for ties

No. of subjects      =          120                 Number of obs    =        120
No. of failures      =           27
Time at risk         =          322
                                                    Wald chi2( 11)   =     116.36
Log pseudolikelihood =    -110.8041                 Prob > chi2      =     0.0000
```

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	-.5433864	.2615953	-2.08	0.038	-1.056104	-.0306691
IP	.0562242	1.2587	0.04	0.964	-2.410783	2.523232
TBILL	-.6162409	.7034801	-0.88	0.381	-1.995037	.7625547
M2	-.021301	.1858034	-0.11	0.909	-.3854689	.3428669
EGX30	-.1857976	.6119604	-0.30	0.761	-1.385218	1.013623
SD	.0056114	.051478	0.11	0.913	-.0952837	.1065064
MC	-.1432523	.1894313	-0.76	0.450	-.5145309	.2280262
ROE	-.0347582	.0192967	-1.80	0.072	-.072579	.0030627
LEVERAGE	-.0056368	.0176813	-0.32	0.750	-.0402915	.0290179
CR	-.0016685	.0034362	-0.49	0.627	-.0084034	.0050664
FCF	-.0014789	.0017899	-0.83	0.409	-.0049871	.0020292

وتؤكد نتائج الجدولين 11 و 12 على وجود أثر معنوي عكسي لحساسية عوائد الأسهم للتغيرات في معدل التضخم على التعثر المالي. وهذا يدعم الفرض الأول للدراسة، ويتفق مع الحجج السابق بيانها التي تؤيد العلاقة العكسية بين معدل التضخم والتعثر المالي، ويتفق مع نتائج دراسة Bruneaua et al. (2012) ودراسة Agrawal & Maheshwari (2014).

(II) إجراء تعديل على فترة المعاينة:

تمتد فترة الدراسة الحالية لمدة 10 سنوات من عام 2009 حتى عام 2018. ولقد تم تجزئة هذه الفترة لفترتين كما سبق ذكره؛ حيث تمتد الفترة الأولى من عام 2009 إلى عام 2015، بينما تمتد الفترة الثانية من عام 2016 حتى عام 2018. ومن ميزة هذه التجزئة أن عدد شهور السلسلة الزمنية بالفترة الأولى قد بلغ عددًا مناسبًا وقدره 83 شهر، وإن كان ذلك على حساب وقت البقاء الذي تبلغ قيمته القصوى للشركات المتعثرة ثلاث سنوات فقط.

وحتى يطمئن الباحث لقوة النتائج لطريقة تجزئة الفترة الكلية للدراسة، فقد استخدم أسلوبًا بديلاً للتجزئة يتمثل في تجزئة العينة الكلية لفترتين متماثلتين؛ وذلك بأن تمتد الفترة الأولى من عام 2009 حتى عام 2013 وتمتد الفترة الثانية من عام 2014 حتى عام 2018. ومن مزايا التجزئة الجديدة أن القيمة القصوى لفترة البقاء ستصبح خمس سنوات بدلاً من ثلاثة، إلا أن ذلك له جانب سلبي وهو انخفاض عدد شهور السلسلة الزمنية بالفترة الأولى إلى 59 شهر. بعد ذلك قام الباحث بتشغيل نموذج الانحدار المبين بالمعادلة (1) 120 مرة بعدد مساوي لعدد شركات البحث البالغة 120 شركة؛ تمهيدًا لاستخدام النتائج في نموذج انحدار كوكس المبين بالمعادلة (2). وتؤكد النتائج بجدول (13) على التأثير المعنوي الموجب عند مستوى معنوية 5% لمتغير العائد على أذون الخزانة على التعثر المالي. كما تؤكد على التأثير السالب لمتغير العائد على مؤشر EGX30 على التعثر، إلا أن هذه النتيجة معنوية عند مستوى معنوية 10% فقط.

جدول (13) مخرجات نموذج انحدار كوكس عند قياس زمن البقاء خلال الفترة 2014-2018

Cox regression -- Breslow method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 5		
Time at risk	= 590		
		Wald chi2(11)	= 42.99
Log pseudolikelihood	= -17.773819	Prob > chi2	= 0.0000

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	.2926333	.7220477	0.41	0.685	-1.122554	1.707821
IP	1.923113	4.168111	0.46	0.645	-6.246235	10.09246
TBILL	3.302747	1.416657	2.33	0.020	.5261505	6.079344
M2	-.0391307	.220063	-0.18	0.859	-.4704463	.3921848
EGX30	-2.842794	1.532428	-1.86	0.064	-5.846298	.1607108
SD	12.68152	7.345665	1.73	0.084	-1.715723	27.07876
MC	.2213373	.4138615	0.53	0.593	-.5898164	1.032491
ROE	.0065852	.0633516	0.10	0.917	-.1175817	.130752
LEVERAGE	.0451922	.0376588	1.20	0.230	-.0286178	.1190022
CR	-.9428703	.4632959	-2.04	0.042	-1.850914	-.0348271
FCF	-.0011001	.0025528	-0.43	0.667	-.0061034	.0039033

Cox regression -- Efron method for ties

No. of subjects	= 120	Number of obs	= 120
No. of failures	= 5		
Time at risk	= 590		
		Wald chi2(11)	= 42.61
Log pseudolikelihood	= -17.735148	Prob > chi2	= 0.0000

_t	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
INF	.2789167	.777422	0.36	0.720	-1.244802	1.802636
IP	1.949099	4.316714	0.45	0.652	-6.511504	10.4097
TBILL	3.305936	1.431452	2.31	0.021	.5003412	6.111531
M2	-.0408988	.2286086	-0.18	0.858	-.4889634	.4071659
EGX30	-2.817618	1.546847	-1.82	0.069	-5.849383	.2141469
SD	12.52934	7.651442	1.64	0.102	-2.467205	27.5259
MC	.2201237	.4370192	0.50	0.614	-.6364182	1.076666
ROE	.0061924	.0668064	0.09	0.926	-.1247458	.1371305
LEVERAGE	.0446812	.0379099	1.18	0.239	-.0296209	.1189832
CR	-.950739	.4976963	-1.91	0.056	-1.926206	.0247278
FCF	-.0011153	.0026475	-0.42	0.674	-.0063043	.0040736

وكإجراء إضافي قام الباحث بتشغيل نموذج انحدار كوكس باستخدام التجزئة الجديدة للعينة الكلية للبحث، ولكن بالاعتماد على الطريقتين البديلتين لقياس التعثر المالي. وتم التوصل لنفس النتائج السابق الحصول عليها عند استخدام هاذين المقياسين، والمتمثلة في وجود تأثير معنوي سلبي لمتغير معدل التضخم على احتمال التعثر المالي (لم تعرض المخرجات بهدف الاختصار).

ونخلص مما سبق إلى أن نتائج نموذج انحدار كوكس الأساسية قوية للتغيرات في طريقة حساب متغيري الربحية والمعروض النقدي، وقوية كذلك لطريقة تجزئة فترة المعاينة الكلية؛ إلا أن النتائج تختلف باختلاف المقياس المستخدم للتعثر المالي.

الخاتمة والتوصيات:

يعد بحث مسببات التعثر المالي والإفلاس من أهم الموضوعات التي شغلت فكر الباحثين. ولقد زادت أهمية نماذج التنبؤ بالتعثر المالي والإفلاس بعد الأزمة المالية العالمية عام 2008. وبالرغم من كثرة الدراسات التي ركزت على المحددات المحاسبية والسوقية للتعثر، إلا أن هناك ندرة نسبية في الدراسات التي ركزت على المحددات الاقتصادية للتعثر وغيرها من محددات البيئة الخارجية للمنظمة.

وعلى الرغم من تأثر جميع المنشآت بالمتغيرات الخارجية، إلا أنه من الخطأ افتراض تماثل هذا التأثر بكل المنشآت؛ حيث تختلف حساسية تأثر كل منشأة بالمتغيرات الخارجية. لذا فقد استخدم الباحث منهجية تعكس اختلاف حساسية تأثر عوائد أسهم الشركات بالتغيرات في متغيرات البيئة الخارجية. ولقد استخدم الباحث أربعة متغيرات اقتصادية تتمثل في معدل التضخم، ومعدل نمو الإنتاج الصناعي، والتغير في معدل العائد على أذون الخزانة، ومعدل نمو المعروض النقدي. كما تم استخدام العائد على مؤشر سوق الأسهم المصري EGX30 ليعكس العوامل الاقتصادية وغيرها من عوامل البيئة الخارجية للمنظمة.

ولقد استخدم الباحث المدخل الكلي- الجزئي في التحليل؛ حيث تم استخدام مجموعة من المتغيرات الضابطة الخاصة بخصائص المنشأة حتى يتم توصيف النموذج بشكل جيد. ولقد تم تغطية جوانب السيولة والرافعة والربحية بالمتغيرات المحاسبية المستخدمة، وتم استخدام متغيري رأس المال السوقي والانحراف المعياري لعوائد المنشأة كمتغيري سوق، وتم توظيف متغير التدفق النقدي الحر كإحدى متغيرات التدفقات النقدية.

ويساهم البحث في الإضافة للدراسات الخاصة بمحددات التعثر المالي باستخدام المدخل الكلي- الجزئي في التحليل، خاصة مع ندرة الدراسات في هذا المجال وبشكل خاص بالدول العربية. مع توظيف أسلوب متقدم للتحليل وهو نموذج كوكس ذو الأخطار المتناسبة كأحد أساليب تحليل البقاء. ولقد غطى البحث فترة طويلة وحديثة قدرها 10 سنوات بداية من شهر يناير عام 2009 حتى شهر ديسمبر عام 2018. وعلى حد علم الباحث فإن هذه الدراسة هي الأولى التي توظف تحليل البقاء بالاعتماد على المنهجية المستخدمة.ولقد تم التحقق من قوة النتائج باستخدام طرق بديلة لقياس بعض متغيرات البحث كاستخدام معدل العائد على الأصول بدلاً من معدل العائد على حقوق الملكية، واستخدام المعروض النقدي M1 بدلاً من M2، واستخدام طريقتين بديلتين لقياس التعثر المالي. هذا بالإضافة لتغيير طريقة تجزئة فترة المعاينة الكلية بالبحث.

ولقد أظهرت النتائج تأثر احتمال التعثر المالي معنويًا بشكل طردي بحساسية المنشآت لتقلبات عوائد أذون الخزانة الذي يعكس معدل الفائدة (الفرض الثالث للدراسة)، وبشكل عكسي بحساسية المنشآت لتقلبات عوائد مؤشر السوق المصري EGX30 (الفرض الخامس للدراسة). ولقد ظلت النتائج السابقة صحيحة بتوصيفات مختلفة للنموذج. وتتفق هذه النتائج مع التوقعات، كما تتفق مع نتائج بعض الدراسات المماثلة؛ حيث تم تدعيم الفرض الثالث في دراسات Harada & Kageyama (2011) و Bruneau et al. (2012) و Tinoco & Wilson (2013) و Ninh et al., (2018) و Tinoco et al. (2018). كما تم تدعيم الفرض الخامس في دراسة Altman (1983) على السوق الأمريكي التي توصلت لوجود أثر عكسي للتغير في مؤشر

ستاندرد آند بور 500 على معدل الفشل، وهذا يعني قبول الفرضين الثالث والخامس للدراسة.

علاوة على ذلك تبين حساسية النتائج للتعريف المستخدم لقياس التعثر المالي؛ حيث تم التوصل لوجود تأثير معنوي عكسي لحساسية المنشآت لتقلبات معدل التضخم على احتمال تعثرها المالي عند استخدام طرق بديلة لقياس التعثر المالي، مما يدعم الفرض الأول للدراسة. ولقد تم تدعيم هذا الأثر العكسي في دراسة Bruneaua et al. (2012) ودراسة Agrawal & Maheshwari (2014).

وفي نتائج البحث توجيه للأطراف ذوي العلاقة بنشاط الشركة من مستثمرين ودائنين وإدارة وعاملين ومكاتب وساطة وواضعي السياسات لأهمية تأثير العوامل الاقتصادية وغيرها من عوامل البيئة الخارجية على احتمال تعرض المنشأة للتعثر المالي. ويجب على واضعي السياسات الاقتصادية فهم أثر هذه السياسات على التعثر المالي للشركات، والذي يعود ضرره على الاقتصاد ككل.

ومن التوصيات بالأبحاث المستقبلية المرتبطة بالدراسة الحالية استخدام مقاييس أخرى لمتغيرات الدراسة. فمثلاً يمكن قياس معدل التضخم بمقاييس بديلة تتمثل في التغير في الرقم القياسي لأسعار المنتج Producer Price Index (PPI) والذي تم استخدامه بدراسة Liou & Smith (2007)، أو التغير في معامل انكماش الناتج المحلي الإجمالي GDP Deflator والذي تم استخدامه بدراسة Harada & Kageyama (2011). كما يمكن استخدام معدل العائد على أذون الخزانة لفترة تختلف عن عام؛ حيث تم استخدامه بدراسة Figlewski et al. (2012) ودراسة Tinoco & Wilson (2013) ودراسة Tinoco et al. (2018) لمدة ثلاثة أشهر. كما يمكن استخدام سعر الخصم كبديل لعائد أذون الخزانة عند قياس متغير معدل الفائدة. مع إمكانية ادخال متغيرات اقتصادية أخرى للنموذج كأسعار النفط والناتج المحلي الإجمالي.

كما أن هناك عدة مجالات للأبحاث في مجال التعثر المالي منها التركيز على القطاع المالي الذي يتم استبعاده في أغلب الدراسات، أو عمل نماذج تعثر مالي مختلفة لكل قطاع على حدة، أو التركيز على المحددات الاقتصادية للتعثر المالي بالشركات المتوسطة والصغيرة. علاوة على ذلك يمكن تطبيق البحث على عدة دول بالاعتماد على البيانات اللوحية Panel Data ودراسة أثر اختلاف البيئات الاقتصادية لهذه الدول. كما يمكن استخدام نماذج أخرى للتنبؤ بالتعثر المالي كنماذج الشبكات العصبية ونماذج شجرة القرارات. علاوة على إمكانية دراسة تأثير التعثر المالي على عوائد الأسهم أو على متغيرات الاقتصاد الكلي.

المراجع

أولاً- المراجع العربية:

الجبالي، عصام الدين محمد (2019). دور القيمة الاقتصادية المضافة ونسب التدفق النقدي في التنبؤ بالصحة المالية للشركات المقيدة بالبورصة المصرية. *التجارة والتمويل*، جامعة طنطا، مصر، العدد الثالث، سبتمبر.

السليحات، ياسر أحمد عبد الفتاح (2016). *أثر التدفق النقدي الحر وتكاليف الوكالة على قيمة الشركة: دراسة تطبيقية على الشركات المساهمة العامة الأردنية المدرجة في بورصة عمان*. رسالة دكتوراة، جامعة العلوم الإسلامية العالمية، كلية الدراسات العليا، الأردن.

الشباني، وليد محمد عبد الله (2008). دور المعلومات المحاسبية في التنبؤ بالتعثر المالي للشركات السعودية، *مجلة جامعة الملك سعود- العلوم الإدارية*. المجلد 20، العدد الثاني، 317-339.

الفرا، عبد الشكور عبد الرحمن موسى (2017). أهمية القوائم المالية في التنبؤ بالتعثر المالي للشركات المساهمة الصناعية السعودية لصناعة الأسمنت: دراسة تحليلية على القوائم والتقارير المالية المنشورة للشركات المساهمة الصناعية السعودية لصناعة الأسمنت باستخدام نموذج Altman Z–Score 2000 ونموذج Springate, 1978، *مجلة الدراسات المالية والمحاسبية والإدارية*- جامعة أم البواقي- الجزائر. العدد 7، 743-766.

بريجهام، أوجين وإيرهاردت، ميشيل. (2009). *الإدارة المالية:النظرية والتطبيق العملي*. تعريب: سرور، سرور علي إبراهيم. الرياض: دار المريخ للنشر.

محمد، رويدا عبد السميع طلبة (2018). *إطار محاسبي مقترح لاستخدام القيمة الاقتصادية المضافة لتدعيم القدرة التنافسية للبنوك التجارية في ضوء بطاقة الأداء المتوازن (دراسة تطبيقية)*. رسالة دكتوراة. كلية التجارة جامعة عين شمس، قسم المحاسبة والمراجعة، مصر.

ثانيًا- المراجع الإنجليزية:

Acosta-González, E., Fernández-Rodríguez, F., & Ganga, H. (2019). Predicting corporate financial failure using macroeconomic variables and accounting data. *Computational Economics, 53*(1), 227–257.

Agarwal, A., & Patni, I. (2019). Applicability of Altman Z-score in bankruptcy prediction of BSE PSUs. *Journal of Commerce & Accounting Research, 8*(2), 93-103.

Agrawal, K., & Maheshwari, Y. (2014). Default risk modelling using macroeconomic variables, *Journal of Indian Business Research,6*(4), 270-285.

Al-Awawdeh, H., & Al-Sakini, S. (2018). The impact of economic value added, market value added and traditional accounting measures on shareholders' value: Evidence from Jordanian commercial banks. *International Journal of Economics and Finance.10*(10), 40-51.

Allison, P. (2004). *Survival analysis using SAS*: A practical guide. (7th ed.). Cary, NC, USA: SAS Institute Inc.

Altman, E. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance, 23*(4), 589-609.

Altman, E. I. (1983). Why Businesses Fail. *Journal of Business Strategy, 3*(4), 15–21.

Beaver, W. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research, 4*(3), 71-111.

Beaver, McNichols, M., & Jung-Wu, R. (2005). Have financial statements become less informative? Evidence from the ability of financial ratios to predict bankruptcy. *Review of Accounting Studies, 10*(1), 93-122.

Bruneau, C., Bandt,O., & El Amri, W. (2012). Macroeconomic fluctuations and corporate financial fragility. *Journal of Financial Stability, 8*(4) 219– 235.

Campbell, J., Hilscher, J., & Szilagyi, J. (2008). In search of distress risk. *Journal of Finance, 63*(6), 2899-2939.

Cepec, J. & Grajzl, P. (2020). Debt-to-equity conversion in bankruptcy reorganization and post-bankruptcy firm. *International Review of Law and Economics, 61*, 1-13.

Chiaramonte, L., & Casu, B. (2017). Capital and liquidity ratios and financial distress. Evidence from the European banking industry. *The British Accounting Review 49* (2), 138-161.

Cultrera, L., & Brédart, X. (2016). Bankruptcy prediction: The case of .Belgian SMEs. ***Review of Accounting and Finance, 15*****(1),101-119**

Das, S. (2017). Measuring the performance through cash flow ratios: A study on CMC. ***Journal of Commerce and Accounting Research,*** ***6*****(4), 1-9.**

Der, G., & Everitt, B. (2007). ***Basic statistics using SAS enterprise guide: A primer.*** **(1st ed.). USA: SAS Institute Inc.**

Fawzi, N. S., Kamaluddina, A., & Zuraidah, M. S. (2015). Monitoring distressed companies through cash flow analysis. ***Procedia Economics and Finance,28*****, 136 – 144.**

Fernández-Gámez, M., Soria, J., Santos, J., & Alaminos, D. (2019). European country heterogeneity in financial distress prediction: An empirical analysis with macroeconomic and regulatory factors. ***Economic Modelling,*** **In Press.**

Figlewski, S., Frydman, H., & Liang, W. (2012). Modeling the effect of macroeconomic factors on corporate default and credit rating transitions. ***International Review of Economics and Finance, 21*** **(1), 87-105.**

Ganesalingam, S., & Kumar, K. (2001). Detection of financial distress via multivariate statistical analysis. ***Managerial Finance,*** **27(4), 45-55.**

Gregory, A. (2005). The long run abnormal performance of UK acquirers and the free cash flow hypothesis. ***Journal of Business Finance & Accounting, 32*****(5) & (6), 777-814.**

Habib , A., D' Costa, M., Huang, H., Bhuiyan, Md., & Sun, L. (2018). Determinants and consequences of financial distress: Review of the empirical literature. ***Accounting and Finance,*** **1-53. doi: 10.1111/acfi.12400.**

Hamilton, L. (2006). ***Statistics with STATA updated for version 9*****. (1st ed.). Toronto: Thomson Nelson.**

Harada, N., & Kageyama, N. (2011). Bankruptcy dynamics in Japan. ***Japan and the World Economy 23*** **(2) 119–128.**

Inekwe, J., Jin, Y., & Valenzuela, M. (2018). The effects of financial distress: Evidence from US GDP growth. ***Economic Modelling, 72,*** **8–21.**

Jayasekera, R. (2018). Prediction of company failure: Past, present and promising directions for the future. ***International Review of Financial Analysis, 55*** **(C) 196–208.**

Khoja, L., Chipulu, M., & Jayasekera, R. (2019). Analysis of financial distress cross countries: Using macroeconomic, industrial

indicators and accounting data. ***International Review of Financial Analysis, 66,*** **101379. doi: 10.1016/j.irfa.2019.101379**

Kleinbaum, D., & Klein, M. (2005). ***Survival analysis: A self-learning test.*** **(2nd ed.). New York: Springer.**

Liou, D., & Smith, M. (2007). Macroeconomic variables and financial distress. ***Journal of Accounting – Business & Management, 14*** **(1), 17-31.**

Muda, R., Abdul Aziz, R., Hassan, S., & Abu Bakar, N. (2017). Financial distress and economic cycle in a dual banking system: Evidence from Malaysia. ***ACRN Oxford Journal of Finance and Risk Perspectives, 6*****(3), 135-151.**

Ninh, B., Thanh, T., & Hong, D. (2018). Financial distress and bankruptcy prediction: An appropriate model for listed firms in Vietnam. ***Economic Systems, 42,*** **616–624.**

Nunez, K. (2014). Free cash flow and performance predictability: An industry analysis. ***International Journal of Business, Accounting, and Finance*** **,** ***8*****(2), 120-135.**

Ohlson, J. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. ***Journal of Accounting Research, 18*****(1), 109-131.**

Pintilie, M. (2006). ***Competing risks: A practical perspective*****. (1st ed.). England: John Wiley and Sons Ltd.**

Prazak, T. (2019). Financial health of small and medium-sized companies in the visegrad countries. ***e-Finanse, 15*****(3), 56-66.**

Saji, T. G. (2018). Financial distress and stock market failures: Lessons from Indian realty sector. ***Vision, 25*****(1), 50-60.**

Shahab Udin, Khan, M. A., & Javid, A. Y. (2017). The effects of ownership structure on likelihood of financial distress: An empirical evidence. ***Corporate Governance: The International Journal of Business in Society, 17*****(4), 589-612.**

Shumway, T. (2001). Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model. ***Journal of Business, 74*****(1), 101-124.**

Tinoco, M., & Wilson, N. (2013). Financial distress and bankruptcy prediction among listed companies using accounting, market and macroeconomic variables, ***International Review of Financial Analysis, 30*** **(C), 394–419.**

Tinoco, M., Holmesb, P., & Wilson, N. (2018). Polytomous response financial distress models: The role of accounting, market and macroeconomic variables. ***International Review of Financial Analysis, 59,*** **276–289.**

Tirapat, S., & Nittayagasetwat, A. (1999). An Investigation of Thai listed firms' financial distress using macro and micro variables. ***Multinational Finance Journal, 3*****(2), 103–125.**

Yang, C., & Sheu, H. (2006). ***Managerial ownership structure and IPO survivability*****. Journal of Management and Governance, 10(1), 59-75.**

Zmijewski, M. (1984). Methodological issues related to the estimation of fincial distress prediction models. ***Journal of Accounting Research, 22*** **(Supplement), 59-82.**

Zwateen, Q. (2016). ***The effect of growth opportunities and free cash flow on stock returns: Empirical study from industrial and services companies listed in Amman stock exchange*****. Master Thesis. Yarmouk University, Faculty of Economics and Administrative Studies, Department of Banking and Finance.**