أثر موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر على قوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية (دراسة تطبيقية)

الباحث: غيث ابراهيم أحمد

قسم المحاسبة – كلية الاقتصاد – جامعة طرطوس

ملخص

تهدف هذه الدراسة إلى بيان أثر موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر على قوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية، تم قياس الموثوقية من خلال متغير معلومات الدخل الشامل الآخر مرجحاً بنسبة السيولة على مستوى السوق، وتم قياس الأرباح المستقبلية من خلال مؤشرات الربحية معبراً عنها بالعائد على الأصول (ROA)، وبواقع بيانات سنوية مستخرجة من القوائم المالية للمصارف المدروسة، حث تم إجراء التحليل الاحصائي لبيانات هذه المصارف وعددها إحدى عشر مصرف للسلسلة الزمنية 2011–2020 باستخدام البرنامج الاحصائي E-View-12)، وذلك بإجراء تحليل الانحدار الخطي باتباع منهجية PANEL (DATA)، توصلت هذه الدراسة إلى أن موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر تعزز من قوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام فقط.

الكلمات المفتاحية: الدخل الشامل الآخر، القوة التنبؤية، الموثوقية.

The Impact of the Reliability of Other Comprehensive Income Information on its Predictive Power for Future Earnings of the Listed Banks in Damascus Securities Exchange (Empirical study)

Abstract

This study aims to demonstrate the impact of the reliability of other comprehensive income information on its predictive power in future earnings of the banks listed in the Damascus Stock Exchange. Reliability was measured through the other comprehensive income information variable, weighted by the liquidity ratio at the market level, Future earnings were measured through profitability indicators expressed as return on assets (ROA), and by annual data extracted from the financial statements of the studied banks. The statistical analysis of the data of these eleven banks for the time series 2011-2020 was conducted using the statistical program (E-View -12), by performing a linear regression analysis using the (PANEL DATA) methodology. This study found that the reliability of other comprehensive income information strengthens its predictive power in future earnings, one year forward only.

Keywords: Other comprehensive income, predictive power, Reliability.

1. مقدمة:

إن ما يشهده العالم من أحداث هامة تجلت في نظام العولمة الذي حمل في طياته هيمنة اقتصاد السوق وانتشار اقتصاد المعرفة، أوجب على المحاسبة وكمواكبة منها للتطورات أن تهتم وبشكل كبير بالجوانب المالية والاقتصادية، وذلك من خلال توجهات كل من مجلس معايير المحاسبية الدولية IASB ومجلس معايير المحاسبية المالية FASB نحو إصدار وتعديل المعايير المحاسبية وفق ما يتطلبه الأمر من زيادة التركيز على الدخل الشامل الآخر بدلاً من الاكتفاء بما ورد ضمن قائمة الدخل التقليدية التي اقتصرت على الايرادات والمصاريف التشغيلية والمالية، كونه يعطي صورة أكثر تفصيلاً وشمولاً لمصادر الايرادات والمصاريف وتقديراً أفضل للأداء، كما أن المعيار الدولي الأول للتقارير المالية IFRS1 ألزم المنشآت بعرض بنود الدخل الشامل الآخر ضمن القوائم المالية كونه يوفر المزيد من الانضباط على مستوى المدراء والمحللين الماليين بسبب توثيق المعلومات غير التشغيلية التي قد يعمل البعض على إخفائها، مما يؤدي إلى مزيد من الموثوقية والشفافية والملاءمة علاوة على الشمولية، وما ينجم عنها من توفير معلومات مفيدة في اتخاذ القرارات ومساعدة على التنبؤ بالأداء المستقبلي، وبالتالي تحقيق الهدف من التقارير المالية على النحو الوارد في الاطار المفاهيمي لمجلس معايير المحاسبة المالية، وقد شهدت المصارف الأثر المباشر والأكثر إلحاحاً لتطبيق هذه المعايير نظراً لكون نسبة كبيرة من أصولها هي أصول مالية، مما دفعها إلى مزيد من الالتزام بمتطلباتها.

تركز هذه الدراسة على أرباح المصارف كمقياس للأداء بدلاً من التدفقات النقدية المستقبلية لأن الأرباح هي مقياس الأداء الموجز للمحاسبة، وباعتبار تحقيق الأرباح هو الهدف الرئيسي للمصارف، فإن التنبؤ بالأرباح يعتبر حجر الزاوية عند تقدير بنود الدخل الشامل الآخر بشكل يمثل الواقع بصدق وفق مبدأ الحياد للوصول إلى أعلى درجة من الموثوقية التي تعزز بدورها القوة التنبؤية.

2. الدراسات السابقة:

1. دراسة (2014) Evans, et.al[1]

The Predictive Ability of Fair Values for Future Financial Performance of Commercial Banks and the Relation of Predictive Ability to Banks' Share Prices

القدرة التنبؤية للقيم العادلة بالأداء المالي المستقبلي للمصارف التجارية وعلاقة القدرة التنبؤية بأسعار أسهم المصارف

تناولت هذه الدراسة بيان فيما إذا كانت معلومات القيمة العادلة للأوراق المالية الاستثمارية التي

تحمل فوائد ذات قدرة تنبؤية بالأداء المالي المستقبلي، وبيان فيما إذا كانت القدرة التنبؤية تؤثر على العلاقة بين القيمة العادلة للأوراق المالية الاستثمارية وأسعار أسهم المصارف، وأجريت على عينة من المصارف

2. دراسة Bratten, et.al (2016) [2]

Usefulness of fair values for predicting banks' future earnings: evidence from other comprehensive income and its components

منفعة القيمة العادلة للتنبؤ بالأرباح المستقبلية للمصارف أدلة من الدخل الشامل الآخر ومكوناته

هدفت هذه الدراسة إلى بيان ما إذا كانت تعديلات القيمة العادلة لبنود الدخل الشامل الآخر بإمكانها

التنبؤ بالأرباح المستقبلية للمصارف، وبيان ما إذا كانت موثوقية هذه التقديرات تؤثر على القيمة التنبؤية لتعديلات القيمة العادلة، تم إجراؤها على عينة من الشركات القابضة للمصارف الامريكية الحكومية والخاصة للفترة (2001–2013)، وجاءت نتائج هذه الدراسة بأن التعديلات في القيمة العادلة لبنود الدخل الشامل الآخر بإمكانها التنبؤ بأرباح المصارف قبل سنة أو سنتين لكن ليس لجميع الأرباح والخسائر غير المحققة في بنود الدخل الشامل الأخر نفس الأثر على الأرباح في المستقبل، فالأرباح والخسائر غير المحققة من الأوراق المالية المتاحة للبيع ترتبط ارتباطاً إيجابياً بالأرباح المستقبلية، وعلى عكسها الأرباح والخسائر غير المحققة من عقود المشتقات المصنفة كتحوط للتدفقات

النقدية فإنها ترتبط سلبياً بالأرباح المستقبلية، كما توصلت الدراسة إلى أن القياس الموثوق للقيم العادلة يعزز القدرة التنبؤية.

3. دراسة Lee, et.al (2020) [3]

The Usefulness of Other Comprehensive Income for Predicting Future Earnings

منفعة الدخل الشامل الآخر للتنبؤ بالأرباح المستقبلية

هدفت هذه الدراسة إلى بيان القدرة التنبؤية لبنود الدخل الشامل الآخر بالأرباح المستقبلية للشركات

المدرجة في سوق كوسبي في كوريا، وبيان أثر موثوقية المعلومات المُضمنة في الدخل الشامل الآخر على قدرتها التنبؤية، وأجريت على عينة مؤلفة من 1128 شركة صناعية باستخدام البيانات الفصلية من الربع الثاني من السنة المالية 2013 إلى الربع الرابع من السنة المالية 2016، توصلت هذه الدراسة إلى أن الدخل الشامل الآخر مرتبط بشكل إيجابي بالأرباح المستقبلية، لكن ليس لجميع الأرباح والخسائر غير المحققة في بنود الدخل الشامل الأخر نفس الأثر على الأرباح في المستقبل، فالأرباح والخسائر غير المحققة من الأوراق المالية المتاحة للبيع ترتبط ارتباطاً إيجابياً بالأرباح المستقبلية، في حين أن الأرباح والخسائر غير المحققة في البنود الأخرى تُظهر نتائج غير مهمة، كما توصلت إلى أن الارتباط بين موثوقية المعلومات المضمنة في الدخل الشامل الآخر وقدرتها التنبؤية إيجابي.

من خلال الرجوع إلى الدراسات السابقة نجد أن معظمها أكد على أهمية معلومات الدخل الشامل

الآخر للتنبؤ بالأرباح المستقبلية للشركات فقد اختبرت Evans, et.al (2014) القدرة التنبؤية لمعلومات القيمة العادلة للأوراق المالية الاستثمارية التي تحمل فوائد بالأداء المالي وتوصلت إلى أن القيمة العادلة للأوراق المالية الاستثمارية ذات قدرة تنبؤيه تتفاوت تبعاً لدقة القياس، وجاءت دراسة Bratten, et.al (2016) بأن التعديلات في القيمة العادلة لبنود الدخل الشامل الآخر بإمكانها التنبؤ بأرباح المصارف قبل سنة أو سنتين لكن ليس لجميع الأرباح والخسائر غير المحققة في بنود الدخل الشامل الأخر نفس الأثر

على الأرباح في المستقبل كما توصلت الدراسة إلى أن القياس الموثوق للقيم العادلة يعزز القدرة التنبؤية، وكذلك دراسة Lee, et.al (2020) توثق القدرة التنبؤية للدخل الشامل الآخر بالأداء المالي وكلما زادت موثوقية المعلومات المضمنة في الدخل الشامل الآخر زادت قدرتها التنبؤية.

من الصعب استخلاص استنتاجات محددة استناداً إلى هذه الدراسات لأن الاختلافات في النتائج يمكن أن تعزى إلى الاختلافات في منهجيتها وبياناتها وواقع تطبيقها، إلا أن معظم الدراسات توصلت إلى أن معلومات الدخل الشامل الآخر لها قوة تنبؤية بالأرباح المستقبلية وأن القياس الموثوق يعزز القوة التنبؤية ، إن نتائج الدراسات السابقة شكل حافز أمام الباحث لدراسة أثر موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر على القوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية باعتباره سوق ناشئ وخاصة مع حداثة عهد هذه المصارف وقلة الدراسات في هذا المجال.

3. مشكلة البحث:

أكد مجلس معايير المحاسبة الدولية على ضرورة توافر الخصائص النوعية للمعلومات المحاسبية لترشيد قرارات المستخدمين وذلك للوصول إلى اتخاذ القرار الأفضل، كما أكد على أن القوة التنبؤية تعتبر من السمات المرغوبة والأكثر أهمية عند المحاسبة عن الأصول من خلال التأكيد على العلاقة بين قيم الأصول في القوائم المالية والأرباح المستقبلية للمنشأة، والتأكيد على العلاقة الهامة بين القياس الموثوق لقيم تلك الأصول والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية، إلا أن الجدل لا يزال قائماً بين المؤيدين والمعارضين حول تأثير موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر في قوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية للمنشأة، ونتائج الدراسات العملية لم تتوصل إلى نتائج حاسمة في هذا الموضوع.

وبناء عليه تتمثل مشكلة البحث بالإجابة عن التساؤلات التالية:

1- هل يوجد أثر لموثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر على قوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية؟

2- هل يوجد أثر لموثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر على قوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية؟

4. :أهداف البحث:

تتمثل أهداف البحث في:

1. تحديد أثر موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر على قوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.
2. تحديد أثر موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر على قوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

5. فرضيات البحث:

H1: يوجد علاقة ذات دلالة معنوية بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر وقدرتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام (t+1) للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

H2: يوجد علاقة ذات دلالة معنوية بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر وقدرتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام (t+2) للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

6. أهمية البحث:

إن القدرة على التنبؤ بالنتائج المستقبلية هي سمة من سمات التقديرات المحاسبية التي يرغب بها

واضعوا المعايير، وفضلاً عن كون موثوقية أساس القياس لمعلومات الدخل الشامل الآخر من شأنه أن يلبي متطلبات الإطار المفاهيمي للمعايير الدولية لإعداد التقارير المالية على نحو أفضل، فإن تسليط الضوء على أثر موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر على قوتها التنبؤية استكمالاً للدراسات السابقة التي تناولت هذا الموضوع ولكن في بيئة لم

يسبق على حد علم الباحث تناول هذا الموضوع فيها، بالإضافة إلى إلقاء المزيد من الضوء على الإبلاغ عن بنود الدخل الشامل الآخر وخاصية موثوقية معلوماته وعلاقتها بقوته التنبؤية. كما أن أهمية المصارف ودورها الإيجابي في الاستقرار الاقتصادي وتحقيق النمو وضرورة التنبؤ بأدائها المستقبلي لاتخاذ كل ما يلزم لضمان استقرار عملها يكسب هذا البحث أهمية عملية مميزة.

7. منهجية البحث:

لتحقيق أهداف هذا البحث سيتم اعتماد المقاربة الاستنباطية (استراتيجية النظرية ثم الواقع)، وذلك

عن طريق بناء الفرضيات من النظرية قبل جمع البيانات، وتبني نموذج دراسة (Bratten et al, 2016؛ Lee et al, 2020) لاختبار الفرضيات.

يتمثل مجتمع البحث بالمصارف الخاصة العاملة في سورية، وتتكون عينة البحث من جميع المصارف الخاصة العاملة في سورية والمدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية، وسيتم استثناء المصارف الاسلامية نظراً لطبيعتها الخاصة ومفهوم الربحية لديها، ليصبح عدد أفراد العينة إحدى عشر مصرف وهي (البنك العربي، المصرف الدولي للتجارة والتمويل، بنك الأردن، بنك الشرق، بنك بيبلوس، بنك بيمو السعودي الفرنسي، بنك سوريا والخليج، بنك سوريا والمهجر، بنك عودة، بنك قطر الوطني، فرنسبنك).

سيتم اختبار الفرضيات من خلال جمع البيانات الثانوية من التقارير المالية المنشورة لكل من المصارف قيد الدراسة خلال الفترة الممتدة من 2011 ولغاية 2020، وستستخدم هذه البيانات لاختبار الفرضيات ومن ثم الإجابة على التساؤلات المطروحة، وسيتم استخدام البرنامج الإحصائي (E-Views 12) لتحليل البيانات، بدءاً بالإحصاءات الوصفية للمتغيرات مروراً بتقدير معادلات الانحدار وفقاً لنماذج التقدير المستخدمة في تحليل مثل هذا النوع من البيانات.

. ويأخذ النموذج الصيغة الآتية:

$$\text{Pre-tax ROA}_{t+1\ (t+2)} = \beta_0 + \beta_1 \text{Pre-tax ROA}_t + \beta_2 \text{Log(Assets}_t) + \beta_3 [\text{Pre-tax ROA}_t * \text{Log(Assets}_t)] + \beta_4 [\text{LM} * \text{PtOCI}_t] + \text{fixed-year effects} + \varepsilon_{t+1\ (t+2)}$$

حيث أن:

Pre-tax ROA: العائد على الأصول قبل الضريبة

$\text{Log(Assets}_t)$: لوغاريتم إجمالي الأصول

PtOCI_t: مكونات الدخل الشامل الآخر

LM: السيولة على مستوى السوق

ε: الحد العشوائي

β : المعاملات التي سيتم تقديرها من خلال نموذج انحدار المربعات الصغرى

8. متغيرات البحث:

يعتمد هذا البحث في اختبار فرضياته على النموذج المؤلف من المتغيرات التالية:

- المتغيرات التابعة: Pre-tax ROAt+1 (t+2) العائد على الأصول قبل الضريبة للسنة t+1 و t+2
- المتغيرات المستقلة: PtOCIt مكونات الدخل الشامل الآخر للسنة t
  LM السيولة على مستوى السوق
- المتغيرات الضابطة: Pre-tax ROAt العائد على الأصول قبل الضريبة للسنة t
  Log (Assetst) لوغاريتم إجمالي الأصول للسنة t

9. محددات البحث:

سيقتصر اجراء هذا البحث على سوق دمشق للأوراق المالية، وفي مدة زمنية تمتد عشرة سنوات؛ تبدأ من عام 2011 وتنتهي في عام 2020.

10. الإطار النظري للدراسة:

الدخل الشامل الآخر

يُعد مفهوم الدخل الشامل من المفاهيم الحديثة نسبياً، حيث ظهر أول مفهوم للدخل الشامل بالقوائم

المالية في المعيار (3) SFAC والصادر عن مجلس معايير المحاسبة المالية الأمريكي عام 1980 موسوماً بعنوان " عناصر القوائم المالية لمنشآت الأعمال، ليليه المعيار (130) SFAC والصادر عام 1997 عن مجلس معايير المحاسبة المالية الأمريكي والمتعلق بالإفصاح عن الدخل الشامل، إذ وفقاً لهذا المعيار فإن الدخل الشامل يتضمن جميع الايرادات والمكاسب والمصروفات والخسائر المسجلة أصولاً إلى صافي الدخل، وجميع المكاسب والخسائر التي تتجاور صافي الدخل ولكنها تؤثر على حقوق المساهمين، والتي يطلق عليها الدخل الشامل الآخر،

يُعرف إجمالي الدخل الشامل **Total Comprehensive Income (TCI)** بأنه التغير في حقوق الملكية لكيان ما خلال فترة معينة من الزمن الناتجة من الصفقات والأحداث والظروف الأخرى من مصادر غير المالكين [4]، وبالتالي فهو يتضمن كل التغيرات في حقوق الملكية ماعدا تلك الناتجة من الاستثمارات بواسطة المالكين والتوزيعات عليهم، فهو يتألف من مجموع مكونات الأرباح والخسائر مضافاً إليها عناصر الدخل الشامل الآخر [5]

كما يُعرف الدخل الشامل الآخر **other comprehensive income (OCI)** بأنه إجمالي الدخل (الإيرادات) مطروحاً منه المصروفات (متضمنةً تسويات إعادة التصنيف) التي لم يُعترف بها في الأرباح أو الخسائر كما هو مطلوب أو مسموحاً به من قبل المعايير الدولية لإعداد التقارير المالية IFRS [6].

يُزود الدخل الشامل مستخدمي التقارير المالية رؤية شاملة لأداء المنشأة فهو أشمل من مفهوم صافي الدخل المحاسبي الذي يحتسب بالطريقة التقليدية عن طريق مقابلة مصاريف الفترة الحالية بالإيرادات المتحققة مع استبعاد كافة المكاسب والخسائر غير المتحققة التي تحدث داخل المنشأة. نتيجة لذلك، يتبين أن الهدف الأساسي من الدخل الشامل الآخر الإبلاغ عن جميع التغيرات في حقوق الملكية الناجمة عن المعاملات مع

غير المالكين، ويساعد على التنبؤ وتقييم التدفقات النقدية المستقبلية وبالتالي تقييم أفضل للأداء المالي [7].

إن المعايير الدولية لإعداد التقارير المالية IFRS أولت أهمية في تحقيق الهدف المذكور أنفاً حيث تطلّب المعيار رقم 130 الإفصاح عن الدخل الشامل بدرجة متساوية في الأهمية مع صافي الدخل، وذلك بسبب تساوي صافي الدخل مع الدخل الشامل للمنشأة التي ليس لديها بنود أخرى للدخل [3].

أوضح المعيار المحاسبي الدولي الأول IAS1 (عرض القوائم المالية) البنود التي تدخل في الدخل الشامل الآخر وفق ما يلي [8]

1- التغييرات في فائض إعادة التقييم
2- المكاسب والخسائر الإكتوارية عن خطط المنافع المحددة
3- المكاسب والخسائر الناتجة عن ترجمة البيانات المالية للعمليات الأجنبية
4- المكاسب والخسائر من الأصول المالية المتاحة للبيع
5- الجزء الفعال من المكاسب والخسائر على أدوات التحوط المستخدمة في تحوط التدفق النقدي
6- التغير في القيمة العادلة الذي يعزى للتغير في مخاطر الائتمان للالتزامات المصنفة بالقيمة العادلة من خلال الأرباح والخسائر.

القوة التنبؤية

يعرف التنبؤ اصطلاحاً بأنه تكهُّن أو استشفاف أو توقُّع النتائج أو أحداث المستقبل قبل وقوعها عن

طريق التخمين، أو دراسة الماضي، أو التحليل العلميّ والإحصائيّ لوقائع ماليّة معروفة، وبعبارة أخرى فهو عملية عقلانية الغرض منها تقدير المتغيرات المستقبلية استناداً على معرفة التغيرات السلوكية وغير السلوكية لظاهرة معينة (الحسناوي،2002)، ومن جانب أخر فإن التنبؤ هو معرفة السلوك المستقبلي لظاهرة معينة اعتماداً على سلوكها في الماضي وذلك باستخدام أحد النماذج التنبؤية المعروفة (العبيد،2004).

يشير الواقع العملي إلى أن ما توفره معلومات الدخل الشامل الآخر المستندة على القيمة العادلة هي معلومات تتسم بالدقة والملائمة ومن شأنها أيضاً أن تعكس حقيقة الوضع الاقتصادي، وهنا نشير إلى أن البعض قد أوضح بأن المؤشرات المالية والتنبؤات ماهي إلا جزء من المعلومات المقدمة من المحاسبة والتي هي في الواقع أداة من الأدوات التحليلية ذات الجاذبية، ولعل هذا مرده إلى بساطتها وملائمتها لمتخذ القرارات إذ أنها توضح العلاقات بين المعلومات المحاسبية، أما فيما يتعلق بجودة تلك المؤشرات والتنبؤات فهي تتوقف بالضرورة على كل من جودة البيانات المرتكز عليها وجودة المعلومات التي تقارن بها وهنا تجدر الإشارة إلى حقيقة مفادها أن المؤشرات والتنبؤات المستندة إلى التكلفة التاريخية تؤدي إلي تشوهات في عملية قياس الأداء نظراً لكونها لا تأخذ في عين الاعتبار التغيرات الخاصة بالأسعار الأمر الذي من شأنه أن يؤدي إلى تقديرات غير صحيحة للمركز المالي للمنشأة ومركز الأداء الخاص بها،(Lee,2006) فللتغيير في مستويات الأسعار دوراً في التأثير المباشر على المؤشرات والتنبؤات المحاسبية، فمن الممكن أن نلاحظ أنه عندما يتم شراء بعض الموجودات وفي فترات بأسعار مختلفة ويتم إدراجها بالتكلفة التاريخية دون تعديلها بما يتلاءم مع تغيرات الأسعار فإن احتساب المؤشرات والتنبؤات يصبح على قدر من الصعوبة ويفتقر أيضاً للدقة، وبذلك فإن المؤشرات المالية تفقد مدلولها وصلاحيتها كأداة لتقيم الأداء الحالي للوحدة الاقتصادية أو اتجاهاتها المستقبلية وذلك بحالة افتراض ثبات وحدة النقد وإعداد البيانات المالية وفقاً لذلك دون الأخذ بعين الاعتبار معدات الأسعار المرتفعة الأمر الذي يجعل من تلك البيانات بيانات مضللة في تعبيرها عن حقيقة أداء الوحدة الاقتصادية، وكنتيجة لما تم ذكره فإن معلومات الدخل الشامل الآخر تنطوي على قدر من الأهمية والفائدة والمتمثلة على النحو الآتي:

- تحقق مؤشرات مالية تعكس بدقة الوضع المالي للوحدة الاقتصادية.

- تعزز من الشفافية وذلك من خلال سماحها بتحديد متطلبات العرض والإفصاح للمعلومات المالية والتي تحقق المنفعة الرئيسية للمستخدمين في إدارة وقياس المخاطر.
- اتخاذ القرارات الاقتصادية المناسبة وإجراء التنبؤات المحاسبية الدقيقة.

الموثوقية:

تعتبر خاصية الموثوقية أحد خصائص النوعية الرئيسة للمعلومات المحاسبية، وتتوافر هذه الخاصية

في المعلومات عندما تكون خالية من الأخطاء الهامة (التمثيل الصادق)، وعدم التحيز(الحياد)، ويمكن الاعتماد عليها من قبل مستخدمي المعلومات المحاسبية.

إن عرض المعلومات بشكل صادق وبدرجة من الكمال والحياد يؤثر على عملية اتخاذ القرار من قبل مستخدمي المعلومات وخاصة فيما يتعلق بالتنبؤ بالأرباح المستقبلة، وتتعلق القوة التنبؤية بدقة التنبؤ بالقيم المستقبلية على أساس الأرقام الحالية وتكون المعلومات المالية ذات قيمة تنبؤية إذا أمكن استخدامها من قبل المستخدمين كمدخلات للعمليات التحليلية التي تهدف إلى التنبؤ بالنتائج (المخرجات) المستقبلية وتكون هذه التنبؤات خاصة بكل مستخدم، ومن الضروري أن تكون المعلومات المالية تتمتع بخاصية الموثوقية ليكون لديها قوة تنبؤية.

يمكن زيادة القوة التنبؤية للمعلومات المالية إذا كان للمعلومات الإضافية المقدّمة ذات تأثير على دقة التنبؤات عن طريق عرض الدخل الشامل الآخر

11. النتائج والمناقشة:

اختبار استقرار المتغيرات

تعتبر دراسة الاستقرارية خطوة أساسية عند دراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية وبخاصة المالية منها. إذ أن لاستقرار أو عدم استقرار المتغيرات نتائج هامة على صعيد الاقتصاد القياسي وعلى الصعيد الاقتصادي أيضا. فعندما تكون المتغيرات غير مستقرة تصبح خصائص بعض التقديرات غير صحيحة. كما أنه في بعض الحالات تكون هناك علاقات إحصائية وارتباط جيد بين متغيرين غير مستقرين لكن في حقيقة الأمر هذه

العلاقة غير موجودة وهو ما نسميه بالانحدار الوهمي أو المضلل (Spurious Regression) لذلك من المهم جداً التمييز بين المتغيرات المستقرة وغير المستقرة قبل دراسة العلاقة بين هذه المتغيرات.

لاختبار استقرارية متغيرات الدراسة تم استخدام كل من اختبار Levin, Lin and Chu (2002) واختبار Im, Pesaran and Shin W-stat (2003) واختبار ADF - Fisher Chi-square (1999) واختبار PP - Fisher Chi-square (1999) وتبين الجداول التالية نتائج هذه الاختبارات:

اختبار استقرارية متغير العائد على الأصول

Panel unit root test: Summary Series: ROA Sample: 2011 2020 Exogenous variables: Individual effects User-specified lags: 1				
Method	Cross-Prob.**	Statistic	sections	Obs
Null Hypothesis: ROA has a unit root				
Levin, Lin & Chu t*	0.0088	-2.37245	11	88
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.0118	-1.98717	11	88
ADF - Fisher Chi-square	0.0439	32.2078	11	88
PP - Fisher Chi-square	0.0000	63.9757	11	89
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

نلاحظ من الجدول السابق أن جميع اختبارات جذر الوحدة معنوية عند مستوى معنوية 0.05

(Prob < 0.05) وبالتالي لا تقدم البيانات دليل على أن متغير العائد على الأصول غير مستقر ومنه

نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة بأن المتغير مستقر عند مستوى معنوية 0.05.

اختبار استقرارية متغير الأصول

Panel unit root test: Summary Series: ASSET Sample: 2011 2020 Exogenous variables: Individual effects User-specified lags: 1				
Method	Cross-Prob.**	Statistic	sections	Obs
Null Hypothesis: ROA has a unit root				
Levin, Lin & Chu t*	0.0102	-2.00269	11	88
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.0325	-1.84511	11	88
ADF - Fisher Chi-square	0.0221	37.2656	11	88
PP - Fisher Chi-square	0.0000	105.789	11	89
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

كما هو ملاحظ في الجدول السابق، جميع اختبارات جذر الوحدة معنوية عند مستوى دلالة 0.05 (Prob <0.05) وبالتالي لا تقدم البيانات دليل على أن متغير الأصول غير مستقر ومنه نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة بأن المتغير مستقر عند مستوى معنوية 0.05.

اختبار استقرارية متغير معلومات الدخل الشامل الآخر

Panel unit root test: Summary
Series: PTOCI
Sample: 2011 2020
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 1

Method	Cross-Prob.**	Statistic	sections	Obs
Null hypothesis: PTOCI has a unit root				
Levin, Lin & Chu t*	0.0000	-20.1705	11	88
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.0000	-8.24760	11	88
ADF - Fisher Chi-square	0.0001	79.9458	11	88
PP - Fisher Chi-square	0.0000	88.2999	11	89

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

نلاحظ كذلك بالنسبة لمتغير مكونات الدخل الشامل الآخر أن جميع اختبارات جذر الوحدة معنوية عند مستوى معنوية 0.05 (Prob = 0.008<0.05) وبالتالي لا تقدم البيانات دليل على أن متغير مكونات الدخل الشامل الآخ غير مستقر ومنه نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة بأن المتغير مستقر عند مستوى معنوية 0.05.

جدول اختبار استقرارية متغير السيولة

Panel unit root test: Summary Series: LM Sample: 2011 2020 Exogenous variables: Individual effects User-specified lags: 1				
Method	Cross-Prob.**	Statistic	sections	Obs
Null hypothesis: LM has a unit root				
Levin, Lin & Chu t*	0.0000	-8.13249	11	88
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.0000	-4.00438	11	88
ADF - Fisher Chi-square	0.0001	53.7252	11	88
PP - Fisher Chi-square	0.0000	56.7975	11	89
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

يمكن الملاحظة بوضوح من الجدول السابق أن جميع اختبارات جذر الوحدة معنوية عند مستوى دلالة 0.05 (Prob = 0.00<0.05) وبالتالي لا تقدم البيانات دليل على أن متغير نسبة السيولة غير مستقر ومنه نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة بأن المتغير مستقر عند مستوى معنوية 0.05.

بالنتيجة نجد أن جميع متغيرات البحث مستقرة وبالتالي يمكن تقدير نموذج الانحدار لبيانات بانل التالية:

تقدير نماذج الانحدار واختبار الفرضية الأولى

لاختبار فرضيات البحث تم استخدام نموذج الانحدار المجمع (Pooled Regression). في هذا النوع من النماذج نفترض أنه لا تأثير محتمل للبعد المقطعي أو الزمني وبالتالي يتم تقدير النموذج باستخدام جميع المشاهدات دون اعتبار للطبيعة المزدوجة للبيانات. بمعنى آخر تفترض هذه الطريقة أن معاملات العلاقة المقدرة ثابتة عبر الزمن وعبر القطاعات (المصارف).

يكتب نموذج الانحدار المجمع على الشكل التالي:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + ... \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

حيث تمثل y_{it} المتغير التابع

$x_{1it}, x_{2it}, ... x_{kit}$ المتغيرات المستقلة

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, ... \beta_k$ معالم (معاملات) النموذج

ε_{it} الحد العشوائي

نلاحظ بوضوح في نموذج البيانات المجمعة السابق أن الحد الثابت β_0 (أو ما يسمى بالقاطع) لا يتضمن أي من الدليلين i أو t مما يشير إلى أن هذا النموذج يفترض أن خصائص أفراد العينة ثابتة عبر المقاطع (المصارف) وعبر الزمن.

إذا كان النموذج السابق يعبر عن العلاقة بين هذه المتغيرات بشكل صحيح يمكن تقديره باستخدام طريقة المربعات الصغرى الطبيعية (Ordinary Least Squares). وتعطي هذه الطريقة تقديرات جيدة لمعاملات النموذج. وبالتالي لتقدير العلاقة بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر وقوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام (t+1) للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية، تم تقدير النموذج التالي:

$$PTax - RoAt1_{it} = \beta_0 + \beta_1 RoAt_{it} + \beta_2 Lasset_{it} + \beta_3 RoA \times Lasset_{it} + \beta_4 LM \times Ptoci_{it} + \varepsilon_{it}$$

حيث يشير الدليل it إلى قيمة المتغير بالنسبة للمصرف i في السنة t، كما أن:

$PTax - RoAt1$: العائد على الأصول قبل الضريبة للسنة t+1

$RoAt$: العائد على الأصول قبل الضريبة للسنة t

$Lasset$: لوغاريتم إجمالي الأصول

$RoA * LAasset$: لوغاريتم إجمالي الأصول * العائد على الأصول قبل الضريبة للسنة t

$Ptoci$: معلومات الدخل الشامل الآخر للسنة t

LM: السيولة على مستوى السوق

ولتقدير المعادلة السابقة تم استخدام البرنامج الاحصائي (E-Views 12). ويبين الجدول التالي نتائج هذا التقدير.

جدول تقدير نموذج الانحدار المجمع للعلاقة بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام (t+1)

Dependent Variable: ROA_T1				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 2011 2020				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 10				
Total panel (unbalanced) observations: 99				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.301353	0.334597	-0.900645	0.3701
ROA_T	15.80221	6.582941	2.400478	0.0184
LASSET	0.031774	0.031012	1.024575	0.3082
ROA_LASSET	-1.439669	0.612680	-2.349788	0.0209
LM_PTOCI	-1.75E-06	3.91E-06	-0.446511	0.6563
R-squared	0.115342	Mean dependent var		0.048452
Adjusted R-squared	0.067780	S.D. dependent var		0.092117
S.E. of regression	0.088940	Akaike info criterion		-1.943017
Sum squared resid	0.735661	Schwarz criterion		-1.785737
Log likelihood	102.1793	Hannan-Quinn criter.		-1.879381
F-statistic	2.425071	Durbin-Watson stat		0.841217
Prob(F-statistic)	0.041045			

نلاحظ بداية أن قيمة إحصاء فيشر تساوي 2.42 معنوية عند مستوى معنوية 0.05 (Prob(F−statistic) = 0.04 < 0.05) مما يشير إلى معنوية النموذج بشكل عام،

كما بلغت قيمة معامل التحديد 0.11 مما يدل على أن هذه المتغيرات تفسر فقط ما نسبته 11% من تغيرات المتغير التابع. من الملاحظ أيضا انخفاض قيمة احصاء ديربن واتسون التي بلغت (0.84).

لكن من الملاحظ انخفاض قيمة احصاء ديربن واتسون التي بلغت (0.84). في الحقيقة هذه القيمة المنخفضة قد تخفي إما توصيف سيئ للنموذج أو ارتباط البواقي او الاثنين معا. كما أن وجود مشكلة عدم ثبات التباين قد تؤثر في تقديرات المربعات الصغرى.

للتأكد من وجود ارتباط ذاتي للبواقي قمنا باختبار وجود مثل هذا الارتباط باستخدام اختبار ((1980) Breusch and Pagan LM (Breusch–Pagan. واختبار Pesaran (2004) و Pesaran CD (2004). تجدر الإشارة إلى أن هذه الاختبارات تستخدم إحصاء مضروب لاغرانج (Lagrange Multiplicator) وتختبر فرضية أن الأخطاء غير مرتبطة (مستقلة) مقابل الفرضية البديلة بأن هناك ارتباط ذاتي لبواقي التقدير. يبين الجدول التالي نتائج هذه الاختبارات.

جدول اختبارات الارتباط الذاتي لبواقي التقدير

Residual Cross-Section Dependence Test			
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals			
Periods included: 10			
Cross-sections included: 9			
Total panel (unbalanced) observations: 88			
Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	43.60056	45	0.5313
Pesaran scaled LM	-0.147514		0.8827
Pesaran CD	-0.642215		0.5207

تشير النتائج إلى عدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي (الاختبار غير معنوي عند مستوى معنوية 0.05) مما يجعل التقدير السابق متسق أو بعبارة أخرى جيد.

من المشاكل الأخرى التي قد تؤثر أيضا على جودة التقدير هي مشكلة عدم ثبات أو تجانس التباين (Heteroskedasticity). للتأكد من عدم وجود عدم ثبات أو تجانس في

بواقي التقدير تم استخدام اختبار نسبة الامكانية العظمى (Liklehood Ratio) أو ما يرمز اختصاراً LR. تختبر نسبة الامكانية العظمى فرضية العدم بأن الأخطاء ثابتة التباين (Homoskedastic) مقابل الفرضية البديلة بأن هناك عدم تجانس في الأخطاء. ويبين الجدول التالي نتائج هذا الاختبار:

جدول اختبار LR لعدم تجانس التباين

Panel Cross-section Heteroskedasticity LR Test				
Null hypothesis: Residuals are homoskedastic				
	Value	df	Probability	
Likelihood ratio	94.10833	9	0.0000	

نلاحظ من الجدول أعلاه أن القيمة الاحتمالية لهذا الاختبار أقل من 0.05 (Prob=0.00) مما يشير إلى عدم تجانس أخطاء التقدير الأمر الذي يؤثر على جودة هذه التقديرات.

في الحقيقة إن وجود مثل هذه مشاكل في النموذج السابق تدفع للاعتقاد أيضا بخطأ توصيف النموذج وذلك لعدم الاخذ بالحسبان التباين الذي قد يوجد بين الشركات أو حتى خلال الزمن.

لكي نأخذ بعين الاعتبار التباين الذي يمكن أن يكون موجوداً بين المصارف يمكن استخدام نموذج آخر غير النموذج المجمع هو نموذج الأثر الثابت (Fixed Effect Model) التالي:

$$PTax - RoAt1_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 RoAt_{it} + \beta_2 Lasset_{it} + \beta_3 RoA \times LAasset_{it} + \beta_4 LM \times Ptoci_{it} + \varepsilon_{it}$$

يسمح هذا النموذج بأن نأخذ بعين الاعتبار عدم التجانس بين أفراد العينة (المصارف) ويظهر ذلك في النموذج من خلال الثابت β_{0i} إذ أصبح لكل مصرف قيمة خاصة بها. وبذلك ينعكس التباين غير المشاهد بين المصارف في الحد الثابت β_{0i}. لتقدير هذا النموذج عملياً تتم إضافة متغيرات وهمية (Dummy Variables) تعبر عن المصارف

حيث يأخذ المتغير الوهمي الخاص بالمصرف i القيمة 1 وصفر ما عدا ذلك وبذلك يتضمن النموذج متغيرات وهمية بعدد المصارف. أي يكتب النموذج السابق على الشكل:

$$PTax - RoAt1_{it} = \alpha_0 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \dots\dots + \beta_1 RoAt_{it} + \beta_2 Lasset_{it} + \beta_3 RoA - LAasset_{it} + \beta_4 LM \times Ptoci_{it} + \varepsilon_{it}$$

حيث أن المتغير $D_{2i} = 1$ من أجل المصرف الثاني وصفر بالنسبة للمصارف الأخرى. والمتغير $D_{3i} = 1$ بالنسبة للمصرف الثالث وصفر بالنسبة للمصارف الأخرى وهكذا، مع الملاحظة أن المصرف الأول لا توضع له متغير وهمي لأنه يعتبر المصرف الذي نقارن به ولعدم الوقوع في مشكلة الارتباط الخطي. يبين الجدول التالي تقدير نموذج الأثر الثابت السابق:

جدول تقدير نموذج الآثار الثابتة للعلاقة بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام (t+1)

Dependent Variable: ROA_T1				
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)				
Sample: 2011 2020				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 10				
Total panel (unbalanced) observations: 99				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.166476	0.172394	0.965669	0.3370
ROA_T	14.69281	6.739848	2.179990	0.0321
LASSET	-0.011698	0.015968	-0.732604	0.4658
ROA_LASSET	-1.332821	0.628089	-2.122028	0.0368
LM_PTOCI	-1.09E-06	2.56E-06	-0.426563	0.0088
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.579321	Mean dependent var		0.048452
Adjusted R-squared	0.505874	S.D. dependent var		0.092117
S.E. of regression	0.066050	Akaike info criterion		-2.458083
Sum squared resid	0.366458	Schwarz criterion		-2.064883
Log likelihood	136.6751	Hannan-Quinn criter.		-2.298993
F-statistic	7.615347	Durbin-Watson stat		1.651738
Prob(F-statistic)	0.000000			

نلاحظ في النموذج السابق أن معامل التحديد أصبح يساوي 0.58 أي أن متغيرات النموذج تشرح 58% من تغيرات ROT1. كما أن إحصاء ديربن واتسون أصبح يساوي 1.65 وهي قيمة قريبة جدا من القيمة 2 التي تدل على عدم وجود ارتباط ذاتي لبواقي التقدير.

السؤال الذي يطرح نفسه هل هذا النموذج أفضل من نموذج البيانات المجمعة (Pooled Model)؟

للمفاضلة بين النموذجين يمكن استخدام اختبارات Redundant Fixed Effects Tests التي تعتمد على إحصاء فيشر التالي:

$$F = \frac{\left(R_{ur}^2 - R_r^2\right)/\left(k-1\right)}{\left(1-R_{ur}^2\right)/\left(n-\left(m+k-1\right)\right)}$$

حيث:

R_{ur}^2: معامل التحديد للنموذج غير المشروط (Unrestricted model) وهو نموذج الاثار الثابتة.

R_r^2: معامل التحديد للنموذج المشروط (Restricted model) وهو نموذج البيانات المجمعة.

n: عدد المشاهدات

m: عدد المتغيرات المستقلة

k: عدد المقاطع (الشركات)

ويختبر إحصاء فيشر فرضية العدم بأنه لا يوجد فروق ذات معنوية إحصائية بين النموذجين المجمع والآثار الثابتة مقابل الفرضية البديلة بأن نموذج الآثار الثابتة هو الأفضل. كما يمكن أن تعتمد على إحصاء كاي مربع وفي كلتا الحالتين تكون فرضية العدم المختبرة هي أنه لا يوجد فرق بين النموذجين مقابل الفرضية أن نموذج الاثار الثابتة هو الأفضل. يبين الجدول التالي نتائج هذه الاختبارات:

جدول اختبارات Redundant Fixed Effects

Redundant Fixed Effects Tests			
Equation: Untitled			
Test cross-section fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	9.403221	(9,84)	0.0000
Cross-section Chi-square	68.991533	9	0.0000

نلاحظ أن كلا الاختبارين معنويان عند مستوى معنوية 0.05 (Prob=0.00<0.05) مما يشير إلى أن نموذج الاثار الثابتة هي الأفضل.

في الحقيقة مع أن نموذج الآثار الثابتة عموما يبدو جيد لتمثيل البيانات المقطعية الزمنية إلا أنه قد يكون له بعض المساوئ منها:

1- ان إضافة متغيرات وهمية بعدد المقاطع سوف يؤدي إلى نقصان درجات الحرية وما لذلك من تأثير على جودة التقدير

2- إن إضافة متغيرات كثيرة سوف يزيد من احتمال الترابط الخطي بين المتغيرات المستقلة

3- قد لا يحقق الحد العشوائي الفرضيات الكلاسيكية المطلوبة عند وجود بعدين مقطعي وزمني.

من هنا يمكن اللجوء إلى نموذج الآثار العشوائية (Random Effects Model). فبينما في نموذج الأثر الثابت يكون المعامل الفردي β_{0i} ثابت مع الزمن أو أنه محدد (غير عشوائي) لكن في نموذج الأثر العشوائي نفترض أن هذا المعامل مكون من جزئين جزء ثابت β_0 وجزء عشوائي u_i. وبالتالي يكون حد الخطأ في النموذج ε_{it} مكون من جزئين، جزء ثابت يعكس قيمة وسط عام بين جميع الشركات ε_i والجزء الآخر من الاختلافات هو عشوائي ينعكس في حد خطأ النموذج u_{it}. أي أن حد الخطأ للنموذج يساوي:

$$\varepsilon_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$$

يبين الجدول التالي تقدير نموذج الاثار العشوائية:

جدول تقدير نموذج الآثار العشوائية للعلاقة بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام (t+1)

Dependent Variable: ROA_T1				
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)				
Sample: 2011 2020				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 10				
Total panel observations: 99				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.143140	0.264151	-0.541886	0.5892
ROA_T	15.54035	4.936098	3.148306	0.0022
LASSET	0.017141	0.024471	0.700443	0.4854
ROA_LASSET	-1.414417	0.459648	-3.077178	0.0027
LM_PTOCI	-1.48E-06	2.95E-06	-0.500001	0.0183
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.133077	Mean dependent var	0.036521	
Adjusted R-squared	0.086468	S.D. dependent var	0.083297	
S.E. of regression	0.079514	Sum squared resid	0.587984	
F-statistic	2.855192	Durbin-Watson stat	1.014336	
Prob(F-statistic)	0.019186			

نلاحظ من الجدول السابق أن النموذج أقل معنوية من النموذج السابق فقد بلغت قيمة إحصاء فيشر فأصبحت تساوي 2.85 وانخفضت قيمة معامل التحديد إذ أصبحت تساوي 0.13 مع انخفاض أيضاً لقيمة ديربن واتسون التي تساوي هنا 1.01.

للمقارنة بين نموذج الاثار الثابتة والآثار العشوائية يستخدم عادة اختبار Hausman ويختبر فرضية العدم بأنه لا يوجد فروق بين النموذجين مقابل الفرضية البديلة بأن نموذج الاثار الثابتة هو الأفضل.

يبين الجدول التالي نتائج هذا الاختبار.

جدول اختبار Hausman للمقارنة بين نموذج الاثار الثابتة ونموذج الاثار العشوائية

Correlated Random Effects - Hausman Test			
Test cross-section random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	46.777646	5	0.0000

نلاحظ أن الاختبار معنوي عند مستوى معنوية 0.05 (Prob=0.0001 < 0.05) مما يشير إلى رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة أي يشير إلى أفضلية نموذج الاثار الثابتة.

وبالتالي يكون التقدير المعتمد هو التقدير التالي:

جدول **تقدير OLS لنموذج الآثار الثابتة للعلاقة بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام (t+1)**

Dependent Variable: ROA_T1				
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)				
Sample: 2011 2020				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 10				
Total panel observations: 99				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.166476	0.172394	0.965669	0.3370
ROA_T	14.69281	6.739848	2.179990	0.0321
LASSET	-0.011698	0.015968	-0.732604	0.4658
ROA_LASSET	-1.332821	0.628089	-2.122028	0.0368
LM_PTOCI	-1.09E-06	2.56E-06	-0.426563	0.0088
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.579321	Mean dependent var		0.048452
Adjusted R-squared	0.505874	S.D. dependent var		0.092117
S.E. of regression	0.066050	Akaike info criterion		-2.458083
Sum squared resid	0.366458	Schwarz criterion		-2.064883
Log likelihood	136.6751	Hannan-Quinn criter.		-2.298993
F-statistic	7.615347	Durbin-Watson stat		1.651738
Prob(F-statistic)	0.000000			

وبالتالي النموذج المقدر يعطي تقديرات جيدة. حيث بلغت قيمة P=0.000 وهي أصغر من مستوى الدلالة 5%. هذا يدل على معنوية نموذج الانحدار، بمعنى أن المتغيرات المستقلة مجتمعة لها تأثير معنوي على المتغير التابع، أو أن قيمة إحدى المعاملات تختلف معنوياً عن الصفر، كما بلغت قيمة معامل الارتباط الخطي R-

squared 58%، وهذا يشير إلى وجود علاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة. كما يتبين من خلال الجدول المذكور بأن قيمة معامل التحديد R Square تساوي 50%، وهذا يدل على أن 50% من التغيرات الحاصلة في المتغير التابع تفسرها التغيرات الحاصلة في المتغيرات المستقلة.

واعتماداً على نتائج التقدير نستطيع القول إن لكل من العائد على الأصول (ROAt) والمتغير (RO_LASSET) والمتغير (LM–PTOCI) تأثير معنوي على ROAt1 وذلك عند مستوى معنوية 5%.

وبالتالي فإن بيانات العينة تسمح بقبول الفرضية الفرعية الأولى، أي يوجد علاقة ذات دلالة معنوية بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام (t+1) للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

تجدر الإشارة إلى أنه عند اختبار الفرضية اللاحقة سوف نعتمد على نفس المنهجية السابقة دون الدخول في تفاصيل عملية التقدير. أي أننا سنقوم بتقدير النموذج وفق الطرق العادية ومن ثم التأكد من خلو التقدير من مشكلة الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين وفي حال تبين وجود مثل هذا المشاكل يتم اللجوء إلى التقديرات الحصينة التي تصحح النموذج من هكذا مشاكل.

تقدير نماذج الانحدار واختبار الفرضية الثانية

لاختبار فرضية البحث الثانية تم استخدام نموذج الانحدار المجمع (Pooled Regression) كذلك. وبالتالي لتقدير للعلاقة بين معلومات الدخل الشامل الآخر والأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام (t+2) للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية، تم تقدير النموذج التالي:

$$PTax - RoAt2_{it} = \beta_0 + \beta_1 RoAt_{it} + \beta_2 Lasset_{it} + \beta_3 RoA \times Lasset_{it} + \beta_4 LM \times Ptoci_{it} + \varepsilon_{it}$$

حيث أن الدليل it يشير إلى قيمة المتغير بالنسبة للشركة i في السنة t، كما أن:

$PTax - RoAt2$: العائد على الأصول قبل الضريبة للسنة t+2

$RoAt$: العائد على الأصول قبل الضريبة للسنة t

$Lasset$: لوغاريتم إجمالي الأصول

$RoA * LAasset$: لوغاريتم إجمالي الأصول * العائد على الأصول قبل الضريبة للسنة t

$Ptoci$: معلومات الدخل الشامل الآخر للسنة t

LM: السيولة على مستوى السوق

يبين الجدول التالي نتائج هذا التقدير.

جدول تقدير نموذج الانحدار المجمع للعلاقة بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام (t+2)

Dependent Variable: ROA_T2				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 2011 2020				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 9				
Total panel (unbalanced) observations: 88				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.138230	0.395428	-0.349572	0.7276
ROA_T	12.52217	7.127466	1.756889	0.0827
LASSET	0.018283	0.036762	0.497324	0.6203
ROA*LASSET	-1.172393	0.663506	-1.766967	0.0810
LM_PTOCI	-2.15E-06	4.33E-06	-0.497745	0.6200
R-squared	0.055882	Mean dependent var		0.053811
Adjusted R-squared	-0.001686	S.D. dependent var		0.095551
S.E. of regression	0.095631	Akaike info criterion		-1.790884
Sum squared resid	0.749920	Schwarz criterion		-1.621975
Log likelihood	84.79892	Hannan-Quinn criter.		-1.722835
F-statistic	0.970707	Durbin-Watson stat		0.967747
Prob(F-statistic)	0.440702			

نلاحظ بداية أن قيمة إحصاء فيشر (والتي تدل على معنوية النموذج بشكل عام) تساوي 1.16 وهي غير معنوية عند مستوى معنوية 0.05 (Prob(F-statistic) = 0.33> 0.05) مما يشير إلى عدم معنوية النموذج بشكل عام، كما بلغت قيمة معامل التحديد 0.05 مما يدل على أن هذه المتغيرات تفسر فقط ما نسبته 11% من تغيرات المتغير التابع. من الملاحظ أيضا انخفاض قيمة احصاء ديربن واتسون التي بلغت (0.95).

للتأكد من وجود ارتباط ذاتي للبواقي قمنا باختبار وجود مثل هذا الارتباط باستخدام اختبار ((Breusch and Pagan (1980) Breusch–Pagan LM. يبين الجدول التالي نتائج الاختبار السابق.

جدول اختبار Breusch–Pagan LM لارتباط البواقي

Residual Cross-Section Dependence Test			
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals			
Periods included: 10			
Cross-sections included: 9			
Total panel (unbalanced) observations: 88			
Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	34.21762	36	0.5535
Pesaran scaled LM	-0.210055		0.8336
Pesaran CD	-1.215929		0.2240

تشير النتائج إلى عدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي (الاختبار غير معنوي عند مستوى معنوية 0.05) مما يجعل التقدير السابق متسق أو بعبارة أخرى جيد.

للتأكد أيضا من عدم وجود مشكلة عدم ثبات أو تجانس التباين (Heteroskedasticity) في بواقي التقدير تم استخدام اختبار نسبة الامكانية العظمى (Liklehood Ratio) أو ما يرمز اختصاراً LR. ويبين الجدول التالي نتائج هذا الاختبار:

جدول اختبار LR لعدم تجانس التباين

Panel Cross-section Heteroskedasticity LR Test				
Null hypothesis: Residuals are homoscedastic+				
	Value	df	Probability	
Likelihood ratio	69.96520	9	0.0000	

نلاحظ من الجدول أعلاه أن القيمة الاحتمالية لهذا الاختبار أقل من 0.05 (Prob=0.00) مما يشير إلى عدم تجانس أخطاء التقدير الأمر الذي يؤثر على جودة هذه التقديرات.

لكي نأخذ بعين الاعتبار التباين الذي يمكن أن يكون موجوداً بين المصارف يمكن استخدام نموذج آخر غير النموذج المجمع هو نموذج الأثر الثابت (Fixed Effect Model) التالي:

$$PTax - RoAt2_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 RoAt_{it} + \beta_2 Lasset_{it} + \beta_3 RoA \times Lasset_{it} + \beta_4 LM \times Ptoci_{it}\varepsilon_{it}$$

يبين الجدول التالي تقدير نموذج الأثر الثابت السابق:

جدول تقدير نموذج الآثار الثابتة للعلاقة بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام (t+2)

Dependent Variable: ROA_T2				
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)				
Date: 05/01/22 Time: 10:34				
Sample: 2011 2020				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 9				
Total panel (unbalanced) observations: 88				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015148	0.297182	0.050971	0.9595
ROA_T	6.416488	2.748785	2.334300	0.0223
LASSET	0.003052	0.027331	0.111651	0.9114
ROA*LASSET	-0.576842	0.252125	-2.287922	0.0250
LM_PTOCI	1.83E-06	1.26E-06	1.457514	0.1192
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.554919	Mean dependent var		0.056799
Adjusted R-squared	0.473216	S.D. dependent var		0.094417
S.E. of regression	0.073525	Sum squared resid		0.400036
F-statistic	6.547095	Durbin-Watson stat		1.770223
Prob(F-statistic)	0.000000			

نلاحظ في النموذج السابق أن معامل التحديد أصبح يساوي 0.55 أي أن متغيرات النموذج تشرح 55% من تغيرات ROAT2. كما أن إحصاء ديربن واتسون أصبح يساوي 1.77 وهي قيمة قريبة جدا من القيمة 2 التي تدل على عدم وجود ارتباط ذاتي لبواقي التقدير.

السؤال الذي يطرح نفسه هل هذا النموذج أفضل من نموذج البيانات المجمعة (Pooled Model)؟

للمفاضلة بين نموذج الانحدار التجميعي والآثار الثابتة تم استخدام اختبارات Redundant Fixed Effects Tests. يبين الجدول التالي نتائج هذه الاختبارات:

جدول اختبارات Redundant Fixed Effects

Redundant Fixed Effects Tests			
Test cross-section fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	9.448376	(8,74)	0.0000

نلاحظ أن كلا الاختبارين معنويان عند مستوى معنوية 0.05 (Prob=0.00<0.05) مما يشير إلى أن نموذج الاثار الثابتة هي الأفضل.

لكن هل نموذج الاثار الثابتة أفضل من نموذج الآثار العشوائية (Random Effects Model) في هذا الانحدار. يبين الجدول التالي تقدير نموذج الاثار العشوائية:

جدول11 تقدير نموذج الآثار العشوائية للعلاقة بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام (t+2)

Dependent Variable: RO_T2				
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)				
Sample: 2011 2020				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 9				
Total panel (unbalanced) observations: 88				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.098424	0.371253	0.265113	0.7916
RO_T	9.927877	3.704442	2.679993	0.0089
LASSET	-0.003995	0.034587	-0.115494	0.9083
RO_LASSET	-0.917126	0.345706	-2.652910	0.0096
LM_PTOCI	7.77E-08	1.36E-06	0.056988	0.9547
R-squared	0.043107	Mean dependent var		0.033309
Adjusted R-squared	-0.015240	S.D. dependent var		0.082339
S.E. of regression	0.082689	Sum squared resid		0.560666
F-statistic	0.738809	Durbin-Watson stat		1.159882
Prob(F-statistic)	0.596545			

نلاحظ من الجدول أعلاه أن النموذج أقل معنوية من النموذج السابق فقد بلغت قيمة إحصاء فيشر فأصبحت تساوي 0.73 وانخفضت قيمة معامل التحديد إذ أصبحت تساوي 0.04 مع انخفاض أيضاً لقيمة ديربن واتسون التي تساوي هنا 1.15

للمقارنة بين نموذج الاثار الثابتة والآثار العشوائية يستخدم عادة اختبار Hausman ويختبر فرضية العدم بأنه لا يوجد فروق بين النموذجين مقابل الفرضية البديلة بأن نموذج الاثار الثابتة هو الأفضل.

يبين الجدول التالي نتائج هذا الاختبار.

Correlated Random Effects - Hausman Test			
Test cross-section random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	23.080513	5	0.0003

جدول اختبار Hausman للمقارنة بين نموذج الاثار الثابتة ونموذج الاثار العشوائية

نلاحظ أن الاختبار معنوي عند مستوى معنوية 0.05 (0.05 > Prob=0.0001) مما يشير إلى رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة أي يشير إلى أفضلية نموذج الاثار الثابتة. وبالتالي يكون التقدير المعتمد هو التقدير التالي:

جدول تقدير OLS لنموذج الآثار الثابتة للعلاقة بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام (t+2)

Dependent Variable: ROA_T2				
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)				
Sample: 2011 2020				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 9				
Total panel (unbalanced) observations: 88				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015148	0.297182	0.050971	0.9595
ROA_T	6.416488	2.748785	2.334300	0.0223
LASSET	0.003052	0.027331	0.111651	0.9114
ROA*LASSET	-0.576842	0.252125	-2.287922	0.0250
LM*PTOCI	1.83E-06	1.26E-06	1.457514	0.1192
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.554919	Mean dependent var		0.056799
Adjusted R-squared	0.473216	S.D. dependent var		0.094417
S.E. of regression	0.073525	Sum squared resid		0.400036
F-statistic	6.547095	Durbin-Watson stat		1.770223
Prob(F-statistic)	0.000000			

وبالتالي النموذج المقدر يعطي تقديرات جيدة. حيث بلغت قيمة P=0.000 وهي أصغر من مستوى الدلالة 5%. هذا يدل على معنوية نموذج الانحدار، بمعنى أن المتغيرات المستقلة مجتمعة لها تأثير معنوي على المتغير التابع، أو أن قيمة إحدى المعاملات تختلف معنوياً عن الصفر، كما بلغت قيمة معامل الارتباط الخطي R-squared 55%، وهذا يشير إلى وجود علاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

كما يتبين من خلال الجدول المذكور بأن قيمة معامل التحديد R Square تساوي 47%، وهذا يدل على أن 47% من التغيرات الحاصلة في المتغير التابع تفسرها التغيرات الحاصلة في المتغيرات المستقلة.

واعتماداً على نتائج التقدير نستطيع القول إن لكل من العائد على الأصول (ROAt) والمتغير (RO_LASSET) تأثير معنوي على ROAt2 وذلك عند مستوى معنوية 5%، في حين كان تأثير المتغير (LM–PTOCI) غير معنوي عند مستوى الدلالة 5%، وبالتالي فإن بيانات العينة لا تسمح بقبول الفرضية الفرعية الثانية، أي لا يوجد علاقة ذات دلالة معنوية بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر والقوة التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام (t+2) للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

12. الاستنتاجات والتوصيات:

بناء على الاختبارات الإحصائية واختبار فرضيات الدراسة يمكن تلخيص النتائج التي على النحو التالي:

1- يوجد علاقة ذات دلالة معنوية بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر وقوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام (t+1) للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية عند مستوى دلالة 5%، أي أن موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر تعزز من قوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة واحدة إلى الأمام (t+1) للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية

2- لا يوجد علاقة ذات دلالة معنوية بين موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر وقوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام (t+2) للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية عند مستوى دلالة 10%، أي أن موثوقية معلومات الدخل الشامل الآخر لا تعزز من قوتها التنبؤية بالأرباح المستقبلية لسنة ثانية إلى الأمام (t+2) للمصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

وبناءً على ما سبق يمكن إدراج التوصيات التالية:

1- حث الجهات الرسمية المسؤولة عن الشركات المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية بزيادة وعي إدارة الشركات على أهمية معلومات الدخل الشامل الآخر وضرورة الإفصاح عنها في القوائم المالية.

2- إجراء دراسات مشابهة لهذه الدراسة على مستوى القطاعات الأخرى، إذ أن اختلاف القطاعات قد يظهر نتائج مختلفة.

3- ضرورة اختبار هذه النماذج في فترات لاحقة لزيادة عدد سنوات فترة الدراسة وإجراء المقارنات بين فترتي خلال الأزمة السورية وبعد الأزمة.

13. المراجع:

[1] " The predictive ability of fair ،H. P. E. Evans .& .M. E. H. L. D values for future financial performance of commercial banks and the *Contemporary* . "،relation of predictive ability to banks' share prices .2014 ،*Accounting Research, 31(1), 1–12*

[2] " Usefulness of fair values for predicting ،K. U. Bratten .& .B. C. M banks' future earnings: evidence from other comprehensive income *Review of Accounting Studies, 21(1), 280-* ".and its components .2016 ،*315*

[3] "The Usefulness of Other Comprehensive ،J. L. S. C. S. K. S. Lee *Journal of Asian Finance,* ".Income for Predicting Future Earnings .2020 ،*Economics and Business Vol 7, 031 – 040*

[4] "The Definitions of Net Income and ،I. K. K. Nishikawa "،Comprehensive Income And Their Implications for Measurement .2019 ،*Accounting Horizons ,Vol. 30,No.4,pp.511–516*

[5] " Consequences of Fair Value Accounting ،A. M. Al-Khadash .& .H for Financial Instruments in Developing Countries: The Case of the *Jordan Journal of Business* "،Banking Sector in Jordan .2009 ،*-Administration, 5(4), pp. 533*

[6] " Interpretation and Application of International ،J. S. I. Wiley .2015 ،*the United States of America* ".Financial Reporting Standards

[7] ر. الجوازنة، "أثر تطبيق محاسبة القيمة العادلة في تحسين الأداء المالي: دراسة ميدانية على شركات التأمين الأردنية،" *رسالة ماجستير منشورة، جامعة الشرق الأوسط، الأردن.*، 2014.

[8] "Presentation of Financial ،I. F. International Accounting Standard .2013 1 1 ،*London, United Kingdom* "،Statements

[9] "Usefulness of comprehensive ،K. M. R. S. M. Kanagaretnam "،income reporting in Canada. Journal of Accounting Public Policy .2009

[10] "Is total comprehensive income or net income ،P. A. S. Gazzola "،؟better for the evaluation of companies' financial performance *Ekonomická revue – Central European Review of Economic Issues* .2014 ،*17*