العلاقة بين الأرباح وعوائد الأسهم في الأجل الطويل: إعادة وإضافة

معاذ بسام عبد القادر، مأمون محمد الدبعي، وفوزي عبد الرحيم غرايبة

ملخـص

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار أثر طول نافذة قياس علاقة كل من الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم على كل من القوة التفسيرية لنموذج تلك العلاقة ومعامل استجابة الأرباح، علاوة على تقديم تفسير لقيمة وسلوك معامل استجابة الأرباح لنوافذ قياس متعددة. بلغ عدد الشركات المساهمة العامة الصناعية والخدمية التي تضمنتها عينة الدراسة 63 شركة خلال الفترة 1992-2004، وتراوح عدد المشاهدات بين 311 مشاهدة لنافذة قياس طولها اثنا عشر شهراً، و73 مشاهدة لنافذة قياس طولها اثنان وسبعون شهراً. وتشير النتائج إلى أن توسيع نافذة القياس يحسن من القوة التفسيرية للأرباح المحاسبية فيما يتعلق بالتذبذبات في الأسعار السوقية للأسهم. كذلك لوحظ ازدياد في قيمة معامل استجابة الأرباح يعزى إلى التزايد في قيمة التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية غير المسجلة؛ فلقد اقترب معامل استجابة الأرباح من الواحد الصحيح عندما اقتربت قيم التغاير من الصفر وذلك لنافذة قياس طولها عشر سنوات.

الكلمات الدالة: الأرباح المحاسبية، العوائد السوقية للأسهم، معامل استجابة الأرباح، طول نافذة القياس.

المقدمـة

يتطلب تطابق واقع الشركة الاقتصادي وما تتضمنه تقاريرها المالية السنوية أن تعكس القوائم المالية القيمة السوقية للشركة. وبما أن القوائم المالية لا تعكس القيمة السوقية للشركة- نظراً للقيود التي تحكم عمليتي الاعتراف والعرض المالي المحاسبي- فإنه من المهم البحث في الجوانب التي من الممكن أن تحسن من قدرة القوائم المالية على الاقتراب من عكس الواقع الاقتصادي للشركة، ومن هذه الجوانب طول نافذة قياس العلاقة بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم، وهو ما تبحث فيه الدراسة الحالية.

قام الخلايلة (1999) بدراسة أثر توسيع نافذة قياس علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم على القوة التفسيرية للأرباح المحاسبية للشركات الصناعية والخدمية المدرجة في بورصة عمان، وتشير نتائج دراسته إلى أن توسيع نافذة القياس إلى ثلاث سنوات، وست، وسبع، وتسع، وعشر، خلال فترة الدراسة 1985-1994، لم يؤد إلى ازدياد متسق في القوة التفسيرية لنموذج علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم؛ فلقد تذبذبت قيم R^2- المعدلة من سنة إلى أخرى بعلاقة عكسية؛ فعندما تزداد في نافذة قصيرة تنقص في النافذة الأطول منها.

وبمقارنة دراسة الخلايلة (1999) بالدراسة التي قام بها (Easton, Harris and Ohlson, 1992) على السوق الأمريكية، نجد أن الأخيرة خرجت بنتائج متسقة من حيث أثر توسيع نافذة قياس العلاقة على القوة التفسيرية للأرباح المحاسبية؛ فلقد ازدادت قيمة R^2–المعدلة لنافذة بطول خمس سنوات إلى 33% بالمقارنة مع 5% عندما كان طول النافذة سنة واحدة.

إن الاختلاف في النتائج بين الدراسة الأردنية وتلك الأمريكية قد يكون مبرراً لاختلاف كفاءة وحجم السوقين، أو لتأثرها بالفترة الزمنية للدراسة، أو لتأثرها بعينة الدراسة، أو لخلل في طريقة احتساب المتغيرات، أو غيرها من المبررات. ولكن، وبالمقابل خرجت دراسة (الدبعي وأبو نصار، 2001) على السوق الأردنية بنتائج تفيد بأن الأسعار السوقية للأسهم تسبق الأرباح المحاسبية بثلاث سنوات في المتوسط في عكسها لمعلومات ذات علاقة بقيمة المنشأة. إن

تاريخ استلام البحث 2006/3/26 وتاريخ قبوله 2007/11/22.

هذه النتيجة تؤكد أن توسيع نافذة القياس في السوق الأردنية، لا بد أن يلغي جزئياً تلك الفروق في المضمون المعلوماتي لأسعار الأسهم بالمقارنة بالأرباح المحاسبية، وبالتالي يزيد من القوة التفسيرية للأرباح المحاسبية فيما يتعلق بالعوائد السوقية للأسهم. ومن ناحية أخرى، لم تقدم دراستا (Easton, Harris and Ohlson, 1992) و(الخلايلة، 1999) تبريراً للتزايد في قيمة معامل استجابة الأرباح لنموذج العلاقة عند توسيع نافذة القياس.

هدف الدراسة

تأتي الدراسة الحالية لاختبار أثر توسيع نافذة قياس علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم من الجوانب الرئيسة التالية: أولاً: إعادة اختبار هذه العلاقة لنوافذ قياس متعددة على السوق الأردنية، وثانياً: إضافة طرق قياس متعددة لكل من متغيرات الدراسة، وطرق متعددة لتحديد نوافذ القياس، وثالثاً: تقديم تحليلات تتعلق بسلوك معامل استجابة الأرباح عند توسيع نافذة القياس طبقا للمنهجية التي اتبعتها (Shroff , 2002).

أما الجزء المتبقي من الدراسة فهو مقسم كالتالي: نعرض أولاً مراجعة للدراسات السابقة ذات العلاقة، ثم نعرض منهجية الدراسة، وأخيراً نعرض نتائج الدراسة.

الدراسات السابقة

سيتم في هذا القسم عرض لتطور الدراسات السابقة التي قدمت اقتراحات لتحسين قوة العلاقة بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية، وسيتم عرض هذه الدراسات تبعاً لتسلسل أفكار هذه الدراسات ونتائجها.

أولاً: الدراسات التي اختبرت المتغيرات المستخدمة في نموذج علاقة الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم

اتجه الباحثون إلى تفسير ضعف علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم مبدئياً عن طريق دراسة المتغيرات المستخدمة في اختبار هذه العلاقة، ولقد خلصت تلك الدراسات إلى أن التغير في الأرباح يفسر التغير في عوائد الأسهم بنسبة 10%-15% فقط، وأن علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم غير ثابتة عبر الزمن ومعاملاتها غير مستقرة[1].

توصلت دراسة Easton and Harris (1991) إلى أن متغير "مستوى الأرباح" هو المتغير التفسيري الأساس وليس متغير "التغير في الأرباح" للعوائد السوقية للأسهم[2]. ولقد أكد هذه النتيجة (Al-Debi'e and Walker, 1997) على السوق البريطانية، أما فيما يتعلق بالسوق الأردنية، فلقد خرجت دراسة (الدبعي وأبو نصار، 1999) بأن كلاً من متغير "مستوى الأرباح" ومتغير"التغير في الأرباح" ملائمان لتفسير علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم، ولكن يبقى متغير "مستوى الأرباح" أهم من متغير "التغير في الأرباح" في تفسير التغير في عوائد الأسهم، حيث إن استخدام متغير "مستوى الأرباح" يؤدي إلى انخفاض خطأ قياس الأرباح غير المتوقعة مقارنة مع متغير "التغير في الأرباح".

كذلك أثبتت دراسة الدبعي وأبو نصار (2000) أنه يمكن استخدام مقلوب نسبة السعر إلى الربح في تحسين قوة علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم. فقد تم تصنيف الشركات ضمن مجموعات بالاعتماد على نسبة الربح إلى السعر، وقد تم تنفيذ نماذج الدراسة لكل مجموعة من المجموعات، وقد أظهرت نتائج الدراسة أن نسبة الربح إلى السعر تعكس طبيعة عناصر الأرباح المحاسبية من حيث كونها عابرة أو دائمة، وأن الشركات التي تنتمي إلى المجموعات المتوسطة تكون أرباحها أكثر ديمومة، وبالتالي تكون علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية أقوى لتلك الشركات بالمقارنة مع الشركات التي تنتمي إلى مجموعات نسبة الربح إلى السعر العالية أو المنخفضة، وذلك لعدم الاتساق بين مخرجات النظام المحاسبي وما تعكسه متغيرات سوق الأسهم.

وفي دراسة عبد الله (1993)، التي طبقت على السوق السعودية، خلص الباحث إلى أن ربحية السهم لها علاقة قوية مع التغير في أسعار الأسهم بعد الإعلان عنها مباشرة، لكن يفقد هذا المتغير قدرته على تفسير التغير في أسعار الأسهم كلما طالت الفترة الزمنية بعد الإعلان عنه.

وبالرغم من أن الدراسات أثبتت أن متغير "مستوى

الأرباح" هو المتغير الأفضل لاختبار علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم، فإن علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم ما زالت ضعيفة، الأمر الذي دعا الباحثين للبحث عن أسباب أخرى تفسر ذلك الضعف.

لقد عزا Strong and Walker (1993) هذا الضعف إلى الصيغة المقيدة لنموذج علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية. فلقد أثبتا أن السماح لمعاملات نموذج الدراسة بالتغير عبر الزمن، بالاعتماد على نموذج يستخدم متغير "مستوى الأرباح"، من شأنه أن يزيد من قوة العلاقة. كذلك أثبت (الدبعي، 2002) في دراسته التي طبقت على السوق الأردنية، أن هناك تذبذباً كبيراً في معاملات نموذج علاقة الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم عبر الزمن وما بين الشركات، وأن هذا التذبذب من شأنه أن يؤثر سلباً على قوة العلاقة. فلقد وجد أن السماح للمعامل الثابت أو معامل الميل أو كليهما بالتغير عبر الزمن وما بين الشركات في نموذج العلاقة يحسن من القوة التفسيرية للأرباح فيما يتعلق بالتغيرات في العوائد السوقية للأسهم؛ فلقد ازدادت القوة التفسيرية من 8% للنموذج المقيد إلى 42% للنموذج العام غير المقيد.

ولتفسير ضعف علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم، أضاف بعض الباحثين عوامل أخرى إلى جانب الأرباح المحاسبية اعتقدوا أنها تؤثر في العوائد السوقية للأسهم. فلقد خلصت دراسة (Shroff, 1995) إلى وجود متغيرات محاسبية أخرى عدا الأرباح المحاسبية تتعلق بأداء الشركة المستقبلي، وتؤثر في تحديد أسعار الأسهم كنسبة السعر إلى الربح ومعدل العائد على حقوق الملكية، حيث أثبتت أن نسبة السعر إلى الربح العالية تدل على أن هناك نمواً مستقبلياً في الأرباح، وبالتالي ستكون استجابة سعر السهم السوقي للأرباح المحاسبية عالية، وهذا بدوره يؤثر على العائد السوقي للسهم. أما دراسة (Ou, 1990) فقد اختبرت المحتوى المعلوماتي الإضافي للأرقام غير الربحية إضافة لرقم الربح وذلك بالاعتماد على ما تقدمه هذه الأرقام من معلومات تفيد في التنبؤ بقيمة المنشأة المستقبلية. وقد خلصت الباحثة إلى أن الأرقام غير الربحية لها محتوى معلوماتي اضافي فيما يتعلق بسلوك الأرباح المحاسبية في الفترة المالية اللاحقة، وبالتالي فإن هذا من شأنه أن يؤثر على قرارات المستثمرين المتعلقة بالاحتفاظ أو الشراء أو البيع للأسهم.

ثانياً: الدراسات التي اختبرت علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم باستخدام نوافذ قياس طويلة

قام Kothari and Sloan (1992) باختبار أثر إدخال عوائد فترات مالية سابقة على معامل استجابة الأرباح في النموذج المستخدم في اختبار العلاقة بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم، حيث تم اختبار هذه العلاقة باستخدام نوافذ قياس تراوحت بين ثلاثة أشهر وأربع سنوات، وقد توصلت الدراسة إلى أن معامل استجابة الأرباح يزداد عند إدخال عوائد فترات مالية سابقة. وعليه، فإن أرباح الفترات المالية السابقة هي بأهمية الأرباح للفترة المالية الحالية، وإن العوائد السوقية تسبق الأرباح المحاسبية في عكسها للمعلومات المتعلقة بقيمة المنشأة.

كذلك اختبرت دراسة الدبعي وأبو نصار (2001)، التي طبقت على السوق الأردنية، أثر إدخال عوائد فترات مالية سابقة تراوحت بين عام واحد وخمسة أعوام، على العلاقة بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم. وتوصلت الدراسة إلى أن أسعار الأسهم تسبق الأرباح المحاسبية في عكسها للمعلومات المتعلقة بقيمة المنشأة بفترة تصل إلى ثلاث سنوات سابقة، فقد ازدادت قيمة R^2-المعدلة بنسبة 45% عند توسيع نافذة قياس العائد من 12 شهراً إلى 48 شهراً.

أما دراسة Easton, Harris and Ohlson (1992) فقد اختبرت أثر تجميع كل من الأرباح وعوائد الأسهم لنوافذ قياس تراوحت بين ثلاث وعشر سنوات على القوة التفسيرية لعلاقة العوائد بالأرباح. وقد توصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة طردية بين طول نافذة قياس هذه العلاقة وقوة الارتباط بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم. وقد بلغت قيمة R^2-المعدلة المقاسة لنافذة طولها عشر سنوات 63%، بينما بلغت لخمس سنوات 30%، ولسنتين 15%. وعلى الرغم من التحسن في القوة التفسيرية لنموذج

العلاقة إلا أنهم لم يقدموا تفسيراً للتزايد في قيمة معامل استجابة الأرباح (β).

وجاءت دراسة Easton, Shroff and Taylor (2000)، لتفسر سلوك معامل استجابة الأرباح عند اختبار علاقة العوائد بالأرباح. وخلصت الدراسة إلى أن أهم العوامل التي تسبب التفاوت في قيم معامل استجابة الأرباح هي درجة الاستقرار في أرباح الشركات، وتأخر النظام المحاسبي في الاعتراف ببعض الأحداث الاقتصادية مقارنة مع السعر السوقي للسهم (Accounting Lag)، حيث وجد أن قيمة معامل استجابة الأرباح تكون أكبر للشركات التي تتضمن أرباحها عناصر دائمة أكثر من تلك المؤقتة، وأنه كلما قلت الفجوة المحاسبية لتسجيل الحدث الاقتصادي زادت قيمة معامل استجابة الأرباح.

وخلصت دراسة Shroff (2002) إلى نتائج تدعم النتائج التي توصل إليها(Easton, Harris and Ohlson, 1992)، إلا أنها أضافت تحليلاً آخراً للأسباب التي تؤدي إلى زيادة قوة العلاقة بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم عند تجميع هذه المتغيرات لفترات زمنية طويلة، حيث وجدت أن أفضل تفسير لازدياد قيمة R^2–المعدلة هو تحييد الفجوة بين توقيت الاعتراف بالحدث الاقتصادي في القوائم المالية وتوقيت انعكاسه على السعر السوقي للسهم (Accounting Lag). كذلك اختبرت الدراسة التغير في قيمة معامل استجابة الأرباح، حيث وجدت الباحثة أن قيمة ميل النموذج (β) -عند تجميع الأرباح- تزداد لتصل إلى (1.7). وأيضاً قدمت دراستها تفسيراً يتعلق بسلوك معامل استجابة الأرباح بالاعتماد على قيمة التغاير (Covariance) والارتباط بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية، فعندما تكون قيمة التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية صفراً، تكون قيمة معامل استجابة الأرباح (β) واحداً، وكلما زادت قيمة التغاير زادت قيمة (β).

منهجية الدراسة

يعرض هذا الجزء عينة الدراسة، وفترتها، ونموذجها والمتغيرات المستخدمة، وطريقة احتسابها. كذلك يتضمن عرضاً لفرضيات الدراسة، وطريقتي تحديد نوافذ قياس متغيرات الدراسة.

عينة الدراسة

تضمنت عينة الدراسة جميع الشركات المساهمة العامة الأردنية الصناعية والخدمية المدرجة في سوق عمان المالي خلال الفترة 1992-2004 التي توفرت عنها البيانات اللازمة لاحتساب متغيرات الدراسة ولمدة ست سنوات متتالية كحد أدنى، بحيث لا تكون الشركة قد اندمجت مع شركة أخرى خلال فترة الدراسة. ولقد بلغ عدد الشركات التي حققت شرطي عينة الدراسة 63 شركة من أصل 148 شركة. وتجدر الإشارة إلى أن انخفاض عدد مشاهدات عينة الدراسة نتيجة تطبيق هذين الشرطين يعتبر المحدد الرئيس لهذه الدراسة.

فترة الدراسة

تم اختبار علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم خلال الفترة الممتدة من (1992-2004)، باستخدام نوافذ قياس مختلفة، فقد تم اختبار العلاقة لنافذة قياس طولها سنة مالية واحدة، وأخرى طولها سنتان، وثالثة طولها أربع سنوات، ورابعة طولها ست سنوات.كذلك تم استخدام نوافذ بطول ثماني وعشر واثنتي عشرة سنة في الاختبارات الإضافية.

فرضيات الدراسة

استناداً إلى نتائج دراسة الدبعي وأبو نصار (2001) التي أظهرت أن الأسعار السوقية للأسهم تسبق الأرباح المحاسبية في عكسها للمعلومات المتعلقة بقيمة المنشأة بفترة تصل إلى ثلاث سنوات، وبالاستناد إلى ما أظهرته نتائج الدراسات العالمية[3] من أن قوة علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية وقيمة معامل استجابة الأرباح تزداد مع ازدياد طول نافذة قياسها، فإنه يمكن صياغة الفرضيات التالية:

1. لا تزداد قوة العلاقة بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم مع اتساع طول نافذة قياس كل منهما.
2. لا تزداد قيمة معامل استجابة الأرباح المحاسبية (β)

في نموذج علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم عند اتساع طول نافذة قياس هذه العلاقة.

3. لا يساوي معامل استجابة الأرباح واحداً عندما تكون قيمة التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية صفراً.

نموذج الدراسة

تم استخدام نموذج انحدار المربعات الصغرى (OLS) التالي لاختبار العلاقة بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم:

$$R_{it,t+\tau} = \alpha_{it,t+\tau} + \beta_{it,t+\tau} Z_{it,t+\tau} + \varepsilon_{it,t+\tau}$$

$R_{it,t+\tau}$: متغير العائد السوقي لسهم الشركة i لنافذة القياس $t, t+\tau$.

$Z_{it,t+\tau}$: ربحية السهم للشركة i لنافذة القياس $t, t+\tau$.

$\beta_{it,t+\tau}, \alpha_{it,t+\tau}$: معاملات النموذج لنافذة القياس $t, t+\tau$.

$\varepsilon_{it,t+\tau}$: الخطأ التقديري لنموذج الانحدار بمتوسط حسابي يساوي صفراً وتباين ثابت.

متغيرات الدراسة

لكي لا تعزى الاختلافات في النتائج -إن وجدت- لاختلاف في المنهجية المتبعة في هذه الدراسة مقارنة بكل من دراسة (Easton, Harris and Ohlson, 1992) ودراسة (Shroff, 2002)، فلقد تم احتساب متغيرات الدراسة مرة بإدخال القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح، ومرة أخرى دون إدخالها، كما يظهر في تعريف المتغيرات لاحقاً، كذلك تم إجراء تسوية لأثر تجزئة السهم وتوزيع أسهم مجانية[4].

وتجدر الإشارة هنا إلى أنه تم استخدام متغير "مستوى الأرباح" في احتساب متغير الأرباح المحاسبية - بالنسبة للمتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح وأيضا المتغيرات التي لا تحتوي عليها- بدلاً من متغير "التغير في الأرباح"، وذلك بالاعتماد على ما توصل إليه البحث العلمي[5] (Easton and Harris, 1991؛ الدبعي وأبو نصار، 1999) من حيث ان القوة التفسيرية للنموذج الذي يستخدم متغير "مستوى الأرباح" أعلى من ذلك الذي يستخدم متغير "التغير في الأرباح". وفيما يلي عرض لطريقة احتساب هذه المتغيرات عند إدخال (وعدم إدخال) القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح.

أولاً: احتساب المتغيرات مع إدخال القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح

تم إدخال القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح في احتساب متغيرات الدراسة وفقا لدراسة (Easto, Harris and Ohlson, 1992) وذلك بافتراض أن الأرباح الموزعة يتم استثمارها من قبل المساهمين في أصول معدل عائدها خالٍ من المخاطرة، وأن الشركة إذا لم تقم بتوزيع أرباح فإنها تعيد استثمار هذه الأرباح في الشركة وبمعدل عائد خالٍ من المخاطرة. وبالتالي تمثل الأرباح المحاسبية مجموع كل من الأرباح التي تحققها الشركة والعائد من إعادة استثمار توزيعات الأرباح في الشركة. وقد تم احتساب القيمة المستقبلية لهذه التوزيعات لفترات تتوافق وطول نافذة قياس العلاقة. وفيما يلي عرض لطريقة احتساب المتغيرات مع إدخال القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح.

العوائد السوقية للأسهم

تمثل العوائد السوقية للأسهم ($R_{it,t+\tau}$) المتغير التابع في نموذج هذه الدراسة، وقد تم قياس هذا المتغير من خلال إضافة القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح للسهم إلى سعر إغلاق السهم في نهاية نافذة القياس وطرح سعر إغلاق السهم في بداية نافذة القياس وقسمة الناتج على سعر إغلاق السهم في بداية نافذة القياس، كما يلي:

$$R_{it,t+\tau} = ((P_{it+\tau} + FVS(d_{it,t+\tau}) - P_{it})) / P_{it}$$

$P_{it+\tau}$: سعر إغلاق السهم للشركة i في نهاية نافذة القياس $t+\tau$.

P_{it} سعر إغلاق السهم للشركة i في بداية نافذة القياس t.

$d_{it,t+\tau}$: توزيعات الأرباح السنوية للسهم والتي تقوم بها الشركة i، خلال نافذة القياس $t, t+\tau$.

FVS: القيمة المستقبلية لتوزيعات الأرباح للسهم المستلمة

والمعاد استثمارها في أصل خالٍ من المخاطرة والتي سيستلمها المستثمر في نهاية نافذة القياس، وقد تم احتسابها من خلال المعادلة التالية:

$$FVS(d_{it,t+\tau}) = d_t(R_f^{\,t+\tau-1}) + d_{t+1}(R_f^{\,t+\tau-2}) + \ldots + d_{t+\tau-1}(R_f) + d_{t+\tau}$$

R_f: واحد مضافاً إليه معدل العائد على أصل خالٍ من المخاطرة للسنة المعنية.

وبما أن هدف هذه الدراسة هو اختبار العلاقة بين الأرباح المحاسبية - التي تحققها الشركة والمعلن عنها في القوائم المالية- والعوائد السوقية للأسهم، فقد تم اعتبار تاريخ إصدار القوائم المالية من قبل الشركات، الذي يتم بعد أربعة أشهر من انتهاء السنة المالية[6]، هو نهاية نافذة القياس التي سيتم احتساب العائد خلالها. وبالتالي يكون سعر الإغلاق في نهاية الشهر الرابع (سعر الإغلاق في نهاية شهر نيسان) للسنة المالية السابقة هو سعر السهم في بداية نافذة القياس.

ربحية السهم

تمثل ربحية السهم المتغير المستقل في نموذج الدراسة، وقد تم احتسابها من خلال إضافة القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح للسهم إلى الأرباح المجمعة على طول نافذة القياس وقسمة الناتج على سعر إغلاق السهم في بداية نافذة القياس كما يظهر في المعادلة التالية:

$$Z_{it,t+\tau} = \{AX_{it,t+\tau} + FVF(d_{it,t+\tau})\} / P_{it}$$

$AX_{it,t+\tau}$: الأرباح المجمعة للشركة i خلال نافذة القياس $t, t+\tau$، وتقاس من خلال المعادلة التالية:

$$AX_{it,t+\tau} = \sum_{t=1}^{t+\tau} x_{it}$$

x_{it}: ربحية السهم السنوية (EPS) للشركة i التي يتم احتسابها من خلال قسمة الأرباح المتاحة لحملة الأسهم العادية للفترة المالية t على المتوسط المرجح لعدد الأسهم العادية القائمة لنفس الفترة.

$d_{it,t+\tau}$: توزيعات الأرباح السنوية للسهم التي تقوم بها الشركة i، خلال نافذة القياس $t, t+\tau$.

FVF: تشير إلى القيمة المستقبلية لتوزيعات الأرباح للسهم في حالة أن الشركة لم تقم بالتوزيع وإنما إعادة استثمار تلك التوزيعات في الشركة، وقد تم استخدام الحرف F لبيان الطبيعة التدفقية للأرباح، وقد تم احتسابها من خلال المعادلة التالية:

$$FVF(d_{it,t+\tau}) = d_t(R_f^{\,t+\tau-1} - 1) + d_{t+1}(R_f^{\,t+\tau-2} - 1) + \ldots + d_{t+\tau-1}(R_f - 1)$$

ثانياً: احتساب المتغيرات دون إدخال القيمة المستقبلية لتوزيعات الأرباح

تم احتساب متغيرات الدراسة أيضاً دون إدخال القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح وفقا لدراسة (Shroff, 2002)، حيث قامت الباحثة بإضافة توزيعات الأرباح (دون احتساب القيم المستقبلية لها) إلى عملية احتساب العوائد فقط، ولم تضفها إلى عملية احتساب الأرباح. تم احتساب متغير **العوائد السوقية للأسهم** من خلال طرح سعر إغلاق السهم في بداية نافذة القياس من مجموع الأرباح الموزعة خلال نافذة القياس وسعر إغلاق السهم في نهاية نافذة القياس، ومن ثم قسمة الناتج على سعر إغلاق السهم في بداية نافذة القياس، كما يلي:

$$R_{it,t+\tau} = (P_{it+\tau} + \sum_{t=1}^{t+\tau} d_{it} - P_{it}) / P_{it}$$

أما متغير **الأرباح المحاسبية** فقد تم احتسابه من خلال قسمة الأرباح المجمعة خلال نافذة القياس على سعر إغلاق السهم في بداية نافذة القياس، كما يلي:

$$Z_{it,t+\tau} = AX_{it,t+\tau} / P_{it}$$

طريقتا تحديد نوافذ القياس

تم تقسيم فترة الدراسة بالاعتماد على طريقتين؛ الأولى تم فيها تقسيم فترة الدراسة إلى نوافذ غير متداخلة (Non-overlapping)، وذلك وفقا لدراسة (Charitou and Clubb, 1999)، بحيث لا يسمح للسنة بأن تكون ضمن أكثر من نافذة قياس معينة. فقد بلغ عدد نوافذ القياس التي طولها سنتان

ست نوافذ، والتي طولها أربع سنوات ثلاث نوافذ، والتي طولها ست سنوات نافذتين، وهكذا. فمثلا لنافذة قياس طولها سنتان، تم اختبار العلاقة لست نوافذ هي (1992-1993) و(1994-1995)، ... وهكذا إلى نهاية فترة الدراسة. أما بالنسبة لنافذة قياس طولها ست سنوات فقد تم اختبار العلاقة لنافذتين هما (1992-1997) و(1998-2003).

أما فيما يتعلق بالطريقة الثانية، فقد تم تقسيم فترة الدراسة إلى نوافذ متداخلة (Overlapping) بحيث يسمح للسنة أن تكون ضمن أكثر من نافذة قياس معينة. فمثلا لنافذة قياس طولها سنتان، تم اختبار العلاقة لاثنتي عشرة نافذة هي (1992-1993) و(1993-1994)، ... وهكذا حتى نهاية فترة الدراسة. أما بالنسبة لنافذة قياس طولها ست سنوات فقد تم اختبار العلاقة لثماني نوافذ هي (1992-1997) و(1993-1998)، ... وهكذا حتى نهاية فترة الدراسة.

يلاحظ مما سبق أنه عند استخدام الطريقة الأولى لا حاجة إلى الاختيار العشوائي للنافذة التي تدخل ضمنها مشاهدات الشركة الواحدة.

تفسير سلوك معامل استجابة الأرباح

تم الاعتماد على المنهجية التي اتبعتها دراسة (Shroff, 2002)، من حيث استخدام الشهرة الاقتصادية غير المسجلة للشركة (Unrecorded Economic Goodwill) لتفسير سلوك معامل استجابة الأرباح المحاسبية في نموذج اختبار علاقتها مع العوائد السوقية للأسهم. وتم الاعتماد على الشهرة الاقتصادية من منطلق أن لها دوراً في تقليل خطأ القياس (Measurement Error) عند تجميع الأرباح لنوافذ قياس طويلة. وبالتالي فإنها تعمل على التقليل من أثر الفجوة المحاسبية (Accounting Lag) للاعتراف بالأرباح أو بالأحداث الاقتصادية بشكل عام. فالشهرة الاقتصادية تمثل أثر الأحداث الاقتصادية الذي سينعكس على رقم الربح في الفترات المستقبلية، والذي انعكس أصلاً على القيمة السوقية للمنشأة خلال الفترة المالية الحالية.

وعليه تم الاعتماد على مقدار التغاير (Covariance) بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية للمنشاة لتفسير سلوك معامل استجابة الأرباح المحاسبية في نموذج الدراسة.

احتساب الشهرة الاقتصادية

تعرف الشهرة الاقتصادية بأنها الفرق بين السعر السوقي للسهم والقيمة الدفترية للسهم في نقطة زمنية معينة. وبالتالي فإن التغير في الشهرة الاقتصادية يساوي الفرق بين السعر السوقي للسهم والقيمة الدفترية للسهم في نهاية نافذة القياس مطروحاً من الفرق بين السعر السوقي للسهم والقيمة الدفترية للسهم في بداية نافذة القياس، كما يظهر في المعادلة التالية[7]:

$$(g_{it+\tau} - g_{it}) = (P_{it+\tau} - BV_{it+\tau}) - (P_{it} - BV_{it}) \quad ...(1)$$

حيث:

$BV_{it+\tau}$: القيمة الدفترية للشركة i في نهاية نافذة القياس $t+\tau$.

BV_{it}: القيمة الدفترية للشركة i في بداية نافذة القياس t.

$g_{it+\tau}$: الشهرة الاقتصادية للشركة i في نهاية نافذة القياس $t+\tau$.

g_{it}: الشهرة الاقتصادية للشركة i في بداية نافذة القياس t.

ويمكن إعادة ترتيب المعادلة رقم (1) كما يلي:

$$(g_{it+\tau} - g_{it}) = (P_{it+\tau} - P_{it}) - (BV_{it+\tau} - BV_{it}) \quad ...(2)$$

وبالاعتماد على مفهوم الدخل المتبقي (Residual Income or Clean Surplus Relation)، الذي يعني أن التغير في القيمة الدفترية يساوي الأرباح المحاسبية مطروحا منها توزيعات الأرباح؛ فإنه يمكن التعبير عن التغير في القيمة الدفترية بالمعادلة التالية:

$$(BV_{it+\tau} - BV_{it}) = AX_{it,t+\tau} - d_{it,t+\tau} \quad ...(3)$$

وبتعويض المعادلة رقم (3) في المعادلة رقم (1):

$$(g_{it+\tau} - g_{it}) = P_{it+\tau} - P_{it} - AX_{it,t+\tau} + d_{it,t+\tau} \quad ...(4)$$

وبإعادة ترتيب المعادلة رقم (4) نجد أن:

$$(g_{it+\tau} - g_{it}) = (P_{it+\tau} + d_{it,t+\tau} - P_{it}) - AX_{it,t+\tau} \quad ...(5)$$

وبقسمة طرفي المعادلة رقم (5) على السعر السوقي للسهم في بداية نافذة القياس، نصل إلى أن التغير في الشهرة الاقتصادية يساوي الفرق بين العائد السوقي للسهم والأرباح المجمعة (مقسومة على سعر السهم في بداية نافذة القياس) لنافذة القياس المعنية، كما يلي:

$$(g_{it+\tau} - g_{it}) / P_{it} = \{(P_{it+\tau} + d_{it,t+\tau} - P_{it}) / P_{it}\} + \{AX_{it,t+\tau} / P_{it}\} \quad ...(6)$$

وبالتالي فمن المعادلة رقم (6) ومن معادلات احتساب المتغيرات السابقة الذكر (العوائد والأرباح المجمعة) يمكن القول إن التغير في الشهرة الاقتصادية يساوي العوائد السوقية للأسهم مطروحاً منها الأرباح المحاسبية.

$$g^*_{it,t+\tau} = R_{it,t+\tau} - Z_{it,t+\tau} \quad ...(7)$$

$g^*_{it,t+\tau}$: التغير في الشهرة الاقتصادية للشركة i خلال نافذة القياس $t, t+\tau$.

تحليل سلوك معامل استجابة الأرباح

عند تساوي القيمة الدفترية والقيمة السوقية لسهم الشركة، فإن هذا يعني أن الشهرة الاقتصادية تساوي صفراً، وبالتالي تصبح العوائد مساوية للأرباح:

$$R_{it,t+\tau} = Z_{it,t+\tau}$$

وبالتالي فإنه في هذه الحالة، وعند تنفيذ نموذج علاقة الأرباح بالعوائد، يتوقع أن تبلغ قيمة معامل استجابة الأرباح واحداً، وأن أي تغيير في قيمته (بأن تكون أكبر أو أقل من واحد) سيكون بسبب الشهرة الاقتصادية غير المسجلة.

وبالاعتماد على المعادلة رقم (7)، التي تشير إلى أن العوائد السوقية تساوي الأرباح المحاسبية مضافاً إليها الشهرة الاقتصادية، فإن:

$$Cov(R_{it,t+\tau}, Z_{it,t+\tau}) = Cov(Z_{it,t+\tau}, g^*_{it,t+\tau}) + Var(Z_{it,t+\tau})$$

وبما أن معادلة معامل استجابة الأرباح تساوي:

$$\beta = Cov(R_{it,t+\tau}, Z_{it,t+\tau}) / Var(Z_{it,t+\tau})$$

وبتعويض معادلة $Cov(R_{it,t+\tau}, Z_{it,t+\tau})$، في معادلة معامل استجابة الأرباح تصبح المعادلة:

$$\beta = \{Cov(Z_{it,t+\tau}, g^*_{it,t+\tau}) + Var(Z_{it,t+\tau})\} / Var(Z_{it,t+\tau})$$

وعليه، وبعد تجميع المعادلة السابقة، تصبح معادلة استجابة الأرباح كالتالي:

$$\beta_{it} = 1 + \{Cov(Z_{it,t+\tau}, g^*_{it,t+\tau}) / Var(Z_{it,t+\tau})\}$$

وبالتالي فإن التغاير بين الأرباح والشهرة الاقتصادية من شأنه أن يحدد قيمة معامل استجابة الأرباح المقدر لنموذج العلاقة β؛ حيث انه إذا كانت قيمة التغاير سالبة فإن قيمة β ستكون أقل من واحد، أما إذا كانت قيمة التغاير موجبة فهذا يعني أن قيمة β ستكون أكبر من واحد، ولا يمكن لقيمة β أن تساوي واحداً إلا عندما تكون قيمة التغاير صفراً.

هذا وقد تم الاعتماد أيضاً على معادلة الارتباط ρ بين الأرباح والعوائد السوقية للأسهم لتفسير سلوك معامل استجابة الأرباح، كما يلي:

$$\rho = Cov(R_{it,t+\tau}, Z_{it,t+\tau}) / \{(\sigma(Z_{it,t+\tau}) * \sigma(R_{it,t+\tau})\}$$

$$\rho = \{Cov(Z_{it,t+\tau}, g^*_{it,t+\tau}) + Var(Z_{it,t+\tau})\} / \sigma(Z_{it,t+\tau}) * \sigma(R_{it,t+\tau})$$

$$\rho = \{Cov(Z_{it,t+\tau}, g^*_{it,t+\tau}) / \sigma(Z_{it,t+\tau}) * \sigma(R_{it,t+\tau})\} + \{Var(Z_{it,t+\tau}) / \sigma(Z_{it,t+\tau}) * \sigma(R_{it,t+\tau})\}$$

وبما أن الانحراف المعياري يساوي الجذر التربيعي للتباين، فإن:

$$\rho = \{Cov(Z_{it,t+\tau}, g^*_{it,t+\tau}) / \sigma(Z_{it,t+\tau}) * \sigma(R_{it,t+\tau})\} + \{\sigma(Z_{it,t+\tau}) / \sigma(R_{it,t+\tau})\}$$

وبالتالي يمكن تقسيم المعادلة السابقة إلى قسمين: قسم يمثل أثر التغاير(Covariance Effect; CE) وقسم يمثل أثر التباين (Variance Effect, VE)، وبحيث ان أثر التغاير يساوي:

$$CE = Cov(Z_{it,t+\tau}, g^*_{it,t+\tau}) / \sigma(Z_{it,t+\tau}) * \sigma(R_{it,t+\tau})$$

وأن أثر التباين يساوي:

$$VE = \sigma(Z_{it,t+\tau}) / \sigma(R_{it,t+\tau})$$

وعليه فإن الزيادة الحاصلة في أثر التغاير أو أثر التباين من شأنها أن تؤدي إلى الزيادة في مقدار الارتباط بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية.

نتائج الدراسة

الخصائص الإحصائية لعينة الدراسة

يعرض الجدول رقم (1) والجدول رقم (2) الإحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة، ومعاملات ارتباط بيرسون وسبيرمان بين متغيرات الدراسة (عند إدخال القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح)، على التوالي، بعد استبعاد المشاهدات المتطرفة. ويلاحظ من الجدولين تزايد متسق لقيم الوسط والوسيط، وارتفاع في قيم معاملات الارتباط بين المتغيرات عند اتساع نافذة قياس علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم. كذلك نلاحظ اقتراب بيانات الدراسة من التوزيع الطبيعي للتقارب بين قيم الوسط والوسيط للمتغيرات.

الجدول رقم (1)

الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة خلال فترة الدراسة (1992-2004) بعد استبعاد المشاهدات المتطرفة

	نافذة القياس			
	سنة واحدة	**سنتان**	**أربع سنوات**	**ست سنوات**
متغير ربحية السهم $Z_{it,\,t+\tau}$				
أدنى مشاهدة	0.75-	1.220-	0.750-	0.900-
النسبة المئينية 1	0.623-	0.996-	0.743-	0.891-
الوسط	0.046	0.062	0.171	0.321
الوسيط	0.066	0.102	0.192	0.329
الانحراف المعياري	0.124	0.266	0.329	0.508
النسبة المئينية 99	0.780	0.623	0.953	1.806
أعلى مشاهدة	0.701	0.73	0.96	1.810
عدد المشاهدات	**311**	**249**	**99**	**73**
متغير العائد السوقي للسهم $R_{it,\,t+\tau}$				
أدنى مشاهدة	0.600-	0.720-	0.790-	0.840-
النسبة المئينية 1	0.521-	0.688-	0.788-	0.832-
الوسط	0.037-	0.047	0.134	0.566
الوسيط	0.049-	0.026	0.105	0.217

	نافذة القياس			
	سنة واحدة	**سنتان**	**أربع سنوات**	**ست سنوات**
الانحراف المعياري	0.275	0.553	0.809	1.189
النسبة المئينية 99	1.112	2.089	2.452	4.643
أعلى مشاهدة	1.180	2.250	2.460	4.65
عدد المشاهدات	**311**	**249**	**99**	**73**

تمثل نافذة القياس الفترة الزمنية التي يتم خلالها قياس متغيرات الدراسة واختبار علاقة الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم. ولقد تم احتساب متغير ربحية السهم باستخدام المعادلة التالية:

$$Z_{it,\,t+\tau} = [AX_{it,\,t+\tau} + FVF(d_{it,\,t+\tau})]/P_{it}$$

حيث تمثل $AX_{it,t+\tau}$ الأرباح المجمعة للشركة i خلال نافذة القياس $t,t+\tau$، أما P_{it} فتمثل السعر السوقي لسهم الشركة i في بداية نافذة القياس، أما FVF فتمثل القيمة المستقبلية لتوزيعات الأرباح للسهم. وقد تم استخدام F لتمييزها عن الأسهم. أما بالنسبة لمتغير العائد السوقي فقد تم احتسابه باستخدام المعادلة التالية:

$$R_{it,\,t+\tau} = (P_{it+\tau} + FVS\,(d_{it,\,t+\tau}) - P_{it}) / P_{it}$$

حيث تمثل $R_{it,\,t+\tau}$ العائد السوقي المجمع للشركة i عن نافذة القياس $t,\ t+\tau$، أما $P_{it+\tau}$ فتمثل سعر إغلاق سهم للشركة i في نهاية نافذة القياس، أما FVS فتمثل القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح للسهم.

الجدول رقم (2)

معاملات ارتباط بيرسون (وسبيرمان) بين الأرباح المحاسبية المجمعة والعوائد السوقية المجمعة لنوافذ قياس متعددة خلال فترة الدراسة

	عائد السهم لسنة واحدة	**عائد السهم المجمع لسنتين**	**عائد السهم المجمع لاربع سنوات**	**عائد السهم المجمع لست سنوات**
حصة السهم لسنة واحدة	*0.316 *(0.338)			
حصة السهم المجمعة لسنتين		*0.422 *(0.563)		
حصة السهم المجمعة لأربع سنوات			*0.476 *(0.548)	
حصة السهم المجمعة لست سنوات				*0.547 *(0.563)

* ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 0.01. ولقد بلغ عدد المشاهدات المستخدمة 311 و249 و97 و73 لنوافذ قياس بطول سنة، وسنتين، وأربع سنوات، وست سنوات، على التوالي.

نتائج تنفيذ نموذج الدراسة

يعرض الجدول رقم (3) نتائج تنفيذ نموذج الدراسة لعلاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم عند إدخال القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح واحتساب متغيرات نموذج الدراسة لنوافذ قياس غير متداخلة طولها سنة وسنتان وأربع سنوات وست سنوات.

ويلاحظ من الجدول أن قيم R^2– المعدلة تزداد مع ازدياد طول نافذة قياس هذه العلاقة، فقد بلغت قيمتها لنافذة قياس طولها سنة واحدة (0.097) في حين بلغت قيمتها (0.289) لنافذة قياس طولها ست سنوات. وبالتالي فإن هنالك تحسناً في القوة التفسيرية للأرباح المحاسبية فيما يتعلق بالعوائد السوقية للأسهم عند توسيع نافذة القياس من سنة إلى ست سنوات.

ومن جانب آخر، يلاحظ أن قيم معامل استجابة الأرباح المقدرة (β) كانت جميعها ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية (0.01). كذلك نجد أن قيم معامل استجابة الأرباح (β) تزداد مع ازدياد طول نافذة القياس؛ فقد بلغت قيمة (β) لنافذة قياس طولها سنة واحدة (0.316)، في حين بلغت قيمتها لنافذة قياس طولها ست سنوات (0.547). وعليه نرفض الفرضيتين العدميتين الأولى والثانية ونقبل الفرضيتين البديلتين.

وبمقارنة النتائج التي توصل إليها الباحثون في هذه الدراسة مع نتائج الدراسات السابقة، نجد أنها تتوافق مع ما توصلت إليه كل من دراسة (Shroff , 2002) ودراسة (Easton, Harris and Ohlson, 1992)، وذلك فيما يتعلق بالزيادة في قيمة R^2– المعدلة وقيم معامل استجابة الأرباح عند توسيع نافذة اختبار علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم. وبالمقابل لا تؤيد نتائج الدراسة الحالية ما توصل إليه (الخلايلة، 1999) على السوق الأردنية، من حيث ان العلاقة بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم لا تتحسن مع ازدياد طول نافذة قياسها.

الجدول رقم (3)

نتائج تنفيذ نموذج الدراسة للمتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح باستخدام نوافذ غير متداخلة

$$R_{it,\ t+\tau} = \alpha_{it,t+\tau} + \beta_{it,t+\tau} Z_{it,\ t+\tau} + \varepsilon_{it,t+\tau}$$

	α	β	R^2- المعدلة	عدد المشاهدات
المتغيرات مقاسة لسنة واحدة	0.5944- (4.306-)	*0.316 (5.265)	0.097	311
المتغيرات مجمعة لسنتين	0.831- (0.256-)	*0.422 (7.323)	0.174	249
المتغيرات مجمعة لأربع سنوات	0.659- (0.803-)	*0.476 (5.275)	0.218	97
المتغيرات مجمعة لست سنوات	0.719- (0.500)	*0.547 (5.543)	0.289	73

$R_{it,\ t+\tau}$: العائد السوقي لسهم الشركة i عن نافذة القياس $t,\ t+\tau$.

$Z_{it,\ t+\tau}$: ربحية السهم المجمعة للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$.

α وβ: تشير إلى معاملات النموذج.

وتشير الأرقام داخل الأقواس إلى قيمة t.

* ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 0.01.

اختبارات إضافية

للتحقق من عدم تأثر نتائج الدراسة بطرق اختيار نوافذ القياس أو بالطرق المستخدمة في احتساب متغيرات نموذج علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم، قام

الباحثون بإعادة تنفيذ نموذج الدراسة لنوافذ قياس متداخلة تأخذ بعين الاعتبار القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح، كما قاموا بإعادة تنفيذ النموذج باستخدام المتغيرات التي لم تحتسب فيها القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح، وذلك لنوافذ قياس غير متداخلة وأخرى متداخلة. وتؤكد النتائج ما تم التوصل إليه سابقاً من تحسن في القوة التفسيرية، وتزايد في قيم معامل استجابة الأرباح كما هو موضح أدناه. ولقد اكتفى الباحثون- في هذه المرحلة- بعرض النتائج التي تخص نافذة قياس بطول ست سنوات فقط لتجنب التكرار.

اختبار أثر طريقة تحديد نافذة القياس وطريقة قياس المتغيرات

نوافذ قياس متداخلة ومتغيرات تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح

قام الباحثون بتنفيذ نموذج الدراسة لنوافذ قياس متداخلة، باستخدام المتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح. ويعرض الجدول رقم (4) مقارنة بين نتائج تنفيذ نموذج الدراسة لنافذة قياس طولها ست سنوات بالنسبة لكل من طريقتي تحديد نافذة القياس (فترات غير متداخلة وفترات متداخلة)، وباستخدام المتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح. ويلاحظ من الجدول أن قيم كل من R^2– المعدلة ومعامل استجابة الأرباح في حالة تنفيذ نموذج الدراسة بالاعتماد على فترات غير متداخلة أعلى منها في حالة تنفيذ نموذج الدراسة بالاعتماد على فترات متداخلة.

متغيرات لا تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح

قام الباحثون بتنفيذ نموذج الدراسة باستخدام المتغيرات التي لا تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح، مرة لنوافذ قياس غير متداخلة ومرة أخرى لنوافذ قياس متداخلة. وقد كانت النتائج في كل من الطريقتين تشير إلى أن قيم كل من R^2–المعدلة ومعامل استجابة الأرباح تزداد مع ازدياد طول نافذة قياس علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم.

يعرض الجدول رقم (5) مقارنة بين نتائج نموذج الدراسة عند استخدام المتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات **الأرباح** ونتائج نموذج الدراسة عند استخدام المتغيرات التي لا تحتوي على القيم المستقبلية، لنوافذ قياس غير متداخلة. كذلك يعرض الجدول مقارنة لمعاملات الارتباط بين متغيرات الدراسة لكل من هذه المتغيرات بطريقتي قياسها، لنافذة قياس طولها ست سنوات. ويعرض الجدول رقم (6) مقارنة مشابهة لتلك المعروضة في الجدول رقم (5) ولكن لنوافذ قياس متداخلة.

يتضح من الجدولين (5 و6) أن قيم معامل استجابة الأرباح و R^2– المعدلة، وقيم معاملات ارتباط بيرسون وسبيرمان متقاربة لكلا النوعين من المتغيرات– التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح والمتغيرات التي لا تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح–. وبالتالي فإنه يمكن القول إن إدخال القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح في احتساب متغيرات الدراسة لا يؤثر في نتائج تنفيذ نموذج الدراسة. فقد بلغت قيمة R^2– المعدلة لنموذج يحتوي على متغيرات دخلت في احتسابها القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح باستخدام نوافذ غير متداخلة ولنافذة قياس طولها ست سنوات (0.289) في حين بلغت للنموذج الذي يحتوي على متغيرات لم تدخل في احتسابها القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح ولنفس النافذة (0.291). أما بالنسبة لاستخدام نوافذ متداخلة ولنافذة قياس طولها ست سنوات، فلقد بلغت قيمة R^2– المعدلة (0.186) للمتغيرات التي تدخل في احتسابها القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح و(0.192) للمتغيرات التي لم تدخل في احتسابها القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح. ونلاحظ اتفاق نتائج الدراسة الحالية مع النتائج التي توصلت إليها دراسة (Easton, Harris and Ohlson, 1992) في هذا الخصوص.

الجدول رقم (4)

مقارنة بين طريقتي تقسيم فترة الدراسة

	β	R^2 – المعدلة	معامل ارتباط بيرسون	معامل ارتباط سبيرمان
تقسيم فترة الدراسة إلى نوافذ غير متداخلة	*0.547 (5.543)	0.289	*0.547	*0.563
تقسيم فترة الدراسة إلى نوافذ متداخلة	*0.442 (3.688)	0.181	*0.442	*0.522

* ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 0.01، وتشير الأرقام داخل الأقواس إلى قيمة t.

الجدول رقم (5)

مقارنة بين نتائج تنفيذ نموذج الدراسة باستخدام نوافذ غير متداخلة

	β	R^2 – المعدلة	معامل ارتباط بيرسون	معامل ارتباط سبيرمان
المتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح	*0.547 (5.543)	0.289	*0.547	*0.563
المتغيرات التي لا تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح	*0.548 (5.632)	0.291	*0.548	*0.655

* ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 0.01. وتشير الأرقام داخل الأقواس إلى قيمة t.

الجدول رقم (6)

مقارنة بين نتائج تنفيذ نموذج الدراسة باستخدام نوافذ متداخلة

	β	R^2 – المعدلة	معامل ارتباط بيرسون	معامل ارتباط سبيرمان
المتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح	*0.448 (3.75)	0.186	*0.448	*0.474
المتغيرات التي لا تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح	*0.454 (3.878)	0.192	*0.452	*0.555

* ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 0.01. وتشير الأرقام داخل الأقواس إلى قيمة t.

أما فيما يتعلق بمقارنة النتائج التي توصلت إليها الدراسة الحالية والنتائج التي توصل إليها (الخلايلة، 1999)، فإن الجدول رقم (7) يعرض قيم معامل استجابة الأرباح و قيم R^2-المعدلة التي توصل إليها (الخلايلة، 1999) في دراسته. وتجدر الإشارة هنا إلى أن (الخلايلة، 1999) قام بعملية التحليل على مرحلتين؛ ففي المرحلة الأولى قام باستخدام نوافذ قياس متعددة خلال فترة الدراسة الممتدة من (1985-1994)، وخرج بنتائج مفادها أن العلاقة بين الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم لا تزداد مع ازدياد طول نافذة قياسها، وقد عزا ذلك إلى الأحداث الجوهرية المشوشة

التي حدثت في نهاية عام 1989، كانخفاض قيمة الدينار الأردني. ثم قام في المرحلة الثانية للتحليل باستثناء الفترة التي شهدت هذه الأحداث، حيث قام بالتحليل للفترة الممتدة من (1990-1994). ويتضح من الجدول رقم (7) أن جميع قيم معامل استجابة الأرباح غير ذات دلالة إحصائية، كما يتضح أن الباحث قد توصل – في المرحلة الثانية للتحليل- إلى أن العلاقة تتحسن نوعا ما مع ازدياد طول نافذة قياسها، ولكن، وكما نلاحظ من الجدول، فقد بقيت قيم R^2– المعدلة متدنية جداً وكانت درجة التحسن فيها ضعيفة.

ويعرض الجدول رقم (8) مقارنة بين قيم R^2– المعدلة التي توصلت إليها الدراسة الحالية وقيم R^2– المعدلة التي توصل إليها (الخلايلة، 1999) في دراسته في المرحلة الأولى والمرحلة الثانية من التحليل، لمختلف نوافذ القياس المستخدمة في الدراستين. ويلاحظ من الجدول الاختلاف الكبير في قيم R^2– المعدلة التي توصلت إليها الدراسة الحالية مقارنة بتلك التي توصل إليها (الخلايلة، 1999) في دراسته.

الجدول رقم (7)
نتائج دراسة الخلايلة (1999)
للمرحلة الأولى (1985-1994) والمرحلة الثانية (1990-1994)

نافذة القياس	β		R^2	
	المرحلة الأولى	المرحلة الثانية	المرحلة الأولى	المرحلة الثانية
ثلاث سنوات	0.012 (0.517)	0.02 (0.587)	0.007	0.008
أربع سنوات	-	0.059 (1.238)	-	0.038
خمس سنوات	-	0.057 (1.769)	-	0.074
ست سنوات	0.045- (0.336-)	-	0.030	-
سبع سنوات	0.043 (0.813)	-	0.017	-
تسع سنوات	0.072 (1.06)	-	0.028	-
عشر سنوات	0.058 (0.910)	-	0.021	-

تشير الأرقام داخل الأقواس إلى قيمة t.

تفسير سلوك معامل استجابة الأرباح

فيما يتعلق بسلوك معامل استجابة الأرباح المحاسبية في نموذج الدراسة الرئيس، فقد تم احتساب قيم التغاير (Covariance) بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية لكلتا الطريقتين المستخدمتين في احتساب متغيرات الدراسة ولكلتا الطريقتين المستخدمتين في تحديد نوافذ القياس، وذلك للتحقق من فرضية الدراسة الثالثة.

الاعتماد على تقسيم فترة الدراسة إلى نوافذ غير متداخلة

يعرض الجدول رقم (9) قيم التغاير بين الأرباح

المحاسبية والشهرة الاقتصادية باستخدام نوافذ غير متداخلة وبالنسبة للمتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح لمختلف نوافذ القياس المستخدمة في اختبار علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم.

يتضح من الجدول أن قيم التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية تزداد مع ازدياد طول نافذة القياس، وهذه الزيادة منسجمة مع الزيادة في قيم معامل استجابة الأرباح.

الجدول رقم (8)

مقارنة قيم R^2–المعدلة مع مثيلاتها في دراسة الخلايلة (1999)

الدراسة الحالية		دراسة الخلايلة (1999)	
		قيم R^2– المعدلة	
نافذة القياس	قيم R^2– المعدلة	المرحلة الأولى	المرحلة الثانية
سنة	0.097	-	-
سنتان	0.174	-	-
ثلاث سنوات	-	0.007	0.008
أربع سنوات	0.218	-	0.038
خمس سنوات	-	-	0.074
ست سنوات	0.289	0.030	-
سبع سنوات	-	0.017	-
ثماني سنوات	0.548	-	-
تسع سنوات	-	0.028	-
عشر سنوات	0.638	0.021	-

الجدول رقم (9)

قيم التغاير بين الأرباح والشهرة للمتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية باستخدام نوافذ غير متداخلة

طول نافذة القياس	$Cov\ (Z_{it,\,t+\tau}, g^*_{it,\,t+\tau})$	*Cov Effect*	*Var Effect*
سنة	0.0391-	0.481-	0.458
سنتان	0.0352-	0.148-	0.396
أربع سنوات	0.0319-	0.064-	0.37
ست سنوات	0.029-	0.035-	0.433

$Z_{it,\,t+\tau}$: متغير الأرباح المحاسبية للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$.

$g^*_{it,\,t+\tau}$: التغير في الشهرة الاقتصادية للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$.

Cov Effect: التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية مقسوماً على حاصل ضرب الانحراف المعياري للعوائد والانحراف المعياري للأرباح.

Var Effect: حاصل قسمة الانحراف المعياري للأرباح على الانحراف المعياري للعوائد.

أما الجدول رقم (10) فيعرض قيم التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية باستخدام نوافذ غير متداخلة وبالنسبة للمتغيرات التي لا تحتوي على القيم المستقبلية، لمختلف نوافذ القياس المستخدمة. ويتضح من الجدول أن قيم التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية متذبذبة عند الانتقال من نافذة قياس إلى نافذة قياس أطول، وأنها لنافذة قياس طولها أربع سنوات موجبة على الرغم من بقاء قيمة معامل استجابة الأرباح أقل من واحد.

الجدول رقم (10)

قيم التغاير بين الأرباح والشهرة للمتغيرات التي لا تحتوي على القيم المستقبلية باستخدام نوافذ غير متداخلة

طول نافذة القياس	$Cov\ (Z_{it,\ t+\tau},\ g^*_{it,\ t+\tau})$	*Cov Effect*	*Var Effect*
سنة	0.003-	0.058-	0.367
سنتان	0.072-	0.241-	0.416
أربع سنوات	0.065	0.320	0.310
ست سنوات	0.082-	0.351	0.351

$Z_{it,\ t+\tau}$: متغير الأرباح المحاسبية للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$.

$g^*_{it,\ t+\tau}$: التغير في الشهرة الاقتصادية للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$.

Cov Effect: التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية مقسوماً على حاصل ضرب الانحراف المعياري للعوائد والانحراف المعياري للأرباح.

Var Effect: حاصل قسمة الانحراف المعياري للأرباح على الانحراف المعياري للعوائد.

الاعتماد على تقسيم فترة الدراسة إلى نوافذ متداخلة

يعرض الجدول رقم (11) قيم التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية باستخدام نوافذ متداخلة وبالنسبة للمتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح لمختلف نوافذ القياس المستخدمة. يتضح من الجدول أن قيم التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية تزداد مع ازدياد طول نافذة القياس، كما هو حال قيم معامل استجابة الأرباح.

الجدول رقم (11)

قيم التغاير بين الأرباح والشهرة الاقتصادية للمتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية باستخدام نوافذ متداخلة

طول نافذة القياس	$Cov\ (Z_{it,\ t+\tau},\ g^*_{it,\ t+\tau})$	*Cov Effect*	*Var Effect*
سنة	0.0391-	0.481-	0.458
سنتان	0.0383-	0.366-	0.631
أربع سنوات	0.0367-	0.144-	0.612
ست سنوات	0.0247-	0.048-	0.592

$Z_{it,\ t+\tau}$: متغير الأرباح المحاسبية للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$،

$g^*_{it,\ t+\tau}$: التغير في الشهرة الاقتصادية للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$.

Cov Effect: التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية مقسوماً على حاصل ضرب الانحراف المعياري للعوائد والانحراف المعياري للأرباح.

Var Effect: حاصل قسمة الانحراف المعياري للأرباح على الانحراف المعياري للعوائد.

أما الجدول رقم (12) فيعرض قيم التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية باستخدام نوافذ متداخلة وبالنسبة للمتغيرات التي لا تحتوي على القيم المستقبلية، لمختلف نوافذ القياس المستخدمة. ويتضح من الجدول أن سلوك قيم التغاير غير منسجم وسلوك معامل استجابة الأرباح، فقيمه متذبذبة وهي موجبة لنافذة قياس طولها ست سنوات على الرغم من بقاء قيم معامل استجابة الأرباح أقل من واحد.

الجدول رقم (12)
قيم التغاير بين الأرباح والشهرة الاقتصادية للمتغيرات التي لا تحتوي على القيم المستقبلية في احتسابها باستخدام نوافذ متداخلة

طول نافذة القياس	*Cov* ($Z_{it,\ t+\tau}$, $g^*_{it,\ t+\tau}$)	*Cov Effect*	*Var Effect*
سنة	0.0029-	0.058-	0.367
سنتان	0.025-	0.218-	0.577
أربع سنوات	0.048-	0.215-	0.604
ست سنوات	0.024	0.037	0.519

$Z_{it,\ t+\tau}$: متغير الأرباح المحاسبية للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$.
$g^*_{it,\ t+\tau}$: التغير في الشهرة الاقتصادية للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$.
Cov Effect: التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية مقسوماً على حاصل ضرب الانحراف المعياري للعوائد والانحراف المعياري للأرباح.
Var Effect: حاصل قسمة الانحراف المعياري للأرباح على الانحراف المعياري للعوائد.

يتضح من الجداول السابقة أن قيم التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية، بالنسبة للمتغيرات التي لا تحتوي في احتسابها على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح، وللفترات غير المتداخلة والفترات المتداخلة، لا يمكن الاعتماد عليها في تفسير سلوك معامل استجابة الأرباح. وبالمقابل، يلاحظ أن احتساب التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية، باستخدام المتغيرات التي تحتوي في احتسابها على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح، وللفترات غير المتداخلة والفترات المتداخلة، يدعم سلوك معامل استجابة الأرباح المتوقع عند الانتقال من نافذة قياس معينة إلى نافذة قياس أطول. كذلك نجد أن قيم أثر التغاير تزداد مع ازدياد طول نافذة قياس علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم، وهذا يؤدي بدوره إلى زيادة قيمة الارتباط بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية، نتيجة الزيادة الحاصلة في قيم التغاير، وبالتالي كلما طالت نافذة القياس قلت الشهرة الاقتصادية، وقل أثر الفجوة المحاسبية للاعتراف بالأحداث الاقتصادية.

وتتفق هذه النتائج مع النتائج التي توصلت إليها Shroff (2002) فيما يتعلق بتفسير سلوك معامل استجابة الأرباح. ففي دراستها كانت قيم معامل استجابة الأرباح أقل من واحد عندما كانت قيمة التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية أقل من صفر، وبلغت قيمة معامل استجابة الأرباح أكبر من واحد عندما أصبحت قيمة التغاير أكبر من صفر. وفي الدراسة الحالية، وكما يلاحظ من الجداول (9-12)، فإن قيم التغاير سالبة لجميع نوافذ القياس وإن قيم معامل استجابة الأرباح كانت جميعها أقل من واحد أيضاً لجميع نوافذ القياس.

وتجدر الإشارة هنا إلى أن الباحثين قاموا باحتساب التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية المحسوبة فعلاً عن طريق طرح القيمة الدفترية للسهم من القيمة السوقية للسهم خلال فترة زمنية معينة، ولكن كانت قيم التغاير أيضاً متذبذبة، حيث كانت هناك أيضاً قيم تغاير موجبة على الرغم من بقاء قيمة معامل استجابة الأرباح أقل من واحد.

اختبار علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم لنافذة قياس طولها ثماني سنوات ونافذة قياس طولها عشر سنوات وأخرى طولها اثنتا عشرة سنة

يعتقد الباحثون أن قيمة معامل استجابة الأرباح لم تزد عن واحد بسبب قصر نافذة القياس وقلة عدد المشاهدات، وبما أنهم لا يستطيعون التحكم بعدد المشاهدات، فقد قاموا بتنفيذ نموذج الدراسة لنوافذ قياس طولها ثماني سنوات وعشر سنوات باستخدام المتغيرات التي تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح في احتسابها. يعرض الجدول

رقم (13) نتائج تنفيذ نموذج الدراسة لهذه النوافذ، ويلاحظ من الجدول اقتراب قيم معامل استجابة الأرباح من الواحد مع التوسع في نافذة القياس وتحسن إضافي في قوة العلاقة؛ فلقد وصلت قيمة معامل استجابة الأرباح إلى (0.806) لنافذة قياس طولها عشر سنوات بالمقارنة بـ (0.547) لنافذة قياس طولها ست سنوات، كما ان R^2– المعدلة قد بلغت (0.638) لنافذة قياس طولها عشر سنوات بالمقارنة بـ (0.289) لنافذة قياس طولها ست سنوات. وهذا يعتبر دليلاً آخر على أن توسيع نافذة قياس علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم يؤدي إلى زيادة قوة هذه العلاقة.

الجدول رقم (13)

نتائج تنفيذ نموذج الدراسة لنوافذ قياس أطول من ست سنوات

نافذة القياس	α	β	R^2 - المعدلة	عدد المشاهدات
ثماني سنوات	0.455- (8.478)	*0.750 (6.215)	0.548	31
عشر سنوات	0.467 (8.379)	*0.806 (7.463)	0.638	31

α و β: معاملات استجابة النموذج، وتشير الأرقام داخل الأقواس إلى قيمة t.

* ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 0.001.

أما الجدول رقم (14) فيعرض قيم التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية، ويعرض أيضاً كلاً من قيم أثر التغاير وأثر التباين. يتضح من الجدولين (12) و(13) أن قيم التغاير تزداد مع ازدياد طول نافذة القياس، وأن قيم معامل استجابة الأرباح تقترب من الواحد، عند اقتراب قيم التغاير من الصفر.

الجدول (14)

قيم التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية لنوافذ قياس أطول من ست سنوات

نافذة القياس	$Cov\ (Z_{it,\ t+\tau}, g^*_{it,\ t+\tau})$	*Cov Effect*	*Var Effect*
ثماني سنوات	0.037-	0.144-	0.748
عشر سنوات	0.016-	0.087-	0.588

$Z_{it,\ t+\tau}$: متغير الأرباح المحاسبية للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$.

$g^*_{it,\ t+\tau}$: التغير في الشهرة الاقتصادية للشركة i ونافذة القياس $t,\ t+\tau$.

Cov Effect: التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية مقسوماً على حاصل ضرب الانحراف المعياري للعوائد والانحراف المعياري للأرباح.

Var Effect: حاصل قسمة الانحراف المعياري للأرباح على الانحراف المعياري للعوائد.

بناء على النتائج السابقة، قام الباحثون بمحاولة أخيرة للتحقق من فرضية الدراسة الثالثة، حيث نفذوا نموذج الدراسة لنافذة قياس طولها اثنتا عشرة سنة، رغم أن عدد الشركات المتوفر عنها معلومات لمدة اثنتي عشرة سنة

متتالية قليل جداً. ولقد بلغت قيمة R^2-المعدلة لهذه النافذة 0.784، وبلغت قيمة معامل استجابة الأرباح 0.901، وقد كانت قيمة التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية -0.003[8]. وبالتالي فإن قوة العلاقة بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم مستمرة في التزايد مع اتساع نافذة القياس، وإن قيم معامل استجابة الأرباح اقتربت من الواحد عندما اقترب التغاير من الصفر. وعليه يرفض الباحثون الفرضية العدمية الثالثة.

الخلاصة

سعت هذه الدراسة إلى اختبار أثر طول نافذة قياس علاقة كل من الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم على كل من القوة التفسيرية لنموذج العلاقة، ومعامل استجابة الأرباح، علاوة على تقديم تفسير لقيمة وسلوك معامل استجابة الأرباح لنوافذ قياس متعددة. ولقد أظهرت النتائج أن قوة العلاقة بين الأرباح المحاسبية والعوائد السوقية للأسهم ومعامل استجابة الأرباح المحاسبية تزداد عند اتساع نافذة قياس هذه العلاقة؛ فقد بلغت قيمة R^2– المعدلة وقيمة معامل استجابة الأرباح المحاسبية لنافذة قياس طولها سنة واحدة (0.097) و (0.316) على التوالي، في حين بلغت لنافذة قياس تمتد إلى عشر سنوات (0.638) و(0.806) على التوالى.

كذلك تشير النتائج إلى أن الزيادة في قيم R^2 – المعدلة متماثلة لدى تنفيذ نموذج علاقة الأرباح المحاسبية بالعوائد السوقية للأسهم باستخدام متغيرات تحتوي أو لا تحتوي على القيم المستقبلية لتوزيعات الأرباح. أما فيما يتعلق بتفسير سلوك معامل استجابة الأرباح حسب المنهجية التي قدمتها (Shroff, 2002)، فلقد أثبتت النتائج أن سبب الزيادة الحاصلة في قيم معامل استجابة الأرباح عند اتساع نافذة القياس عائد إلى الزيادة الحاصلة في قيم التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية، حيث تظهر النتائج أن قيمة معامل استجابة الأرباح اقتربت من الواحد عندما اقتربت قيمة التغاير بين الأرباح المحاسبية والشهرة الاقتصادية من الصفر.

الهوامش

(1) انظر دراسة (الدبعي، 2002) على السوق الأردنية، ومراجعة (Lev, 1989) للأدب المحاسبي ذي العلاقة.

(2) يقاس متغير "مستوى الأرباح" بقسمة ربحية السهم على السعر السوقي للسهم في بداية نافذة القياس، أما متغير "التغير في الأرباح" فيقاس بقسمة الفرق الأول في ربحية السهم على السعر السوقي للسهم في بداية نافذة القياس.

(3) انظر (Shroff, 2002), (Easton, Shroff and Taylor, 2000), (Easton, Harris and Ohlson, 1992), and (Kothari and Sloan, 1992).

(4) بلغ عدد الحالات التي تم فيها إجراء تجزئة للسهم أو توزيع أسهم مجانية خلال فترة الدراسة (1992-2004) 49 حالة.

(5) انظر أيضاً (Strong and Walker, 1993) و (Kothari, 1992).

(6) غرايبة والازهري (1988).

(7) انظر (Shroff, 2002).

(8) النتائج غير معروضة في جدول.

المراجع

المراجع العربية

الخلايلة، محمود، 1999، العلاقة بين الأرباح وعوائد الأسهم في الأجل الطويل، ***مجلة دراسات***، المجلد 26، العدد 2، عمان، ص 358-365.

الدبعي، مأمون، ومحمد أبو نصار، 2000، دور نسبة الربح إلى السعر في تحسين علاقة العوائد السوقية للأسهم بالأرباح المحاسبية: دراسة تطبيقية على الشركات المساهمة العامة الأردنية، ***مجلة دراسات***، المجلد 27، العدد 2، عمان، ص 410–431.

الدبعي، مأمون، ومحمد أبو نصار، 2001، هل تسبق أسعار الأسهم الأرباح المحاسبية في عكس المعلومات الملائمة لتحديد قيمة المنشأة؟، ***مجلة دراسات***، المجلد 28، العدد 1، عمان، ص 54-67.

الدبعي، مأمون، 2002، أثر السماح لمعاملات نموذج علاقة العوائد بالأرباح بالتغير عبر الزمن وما بين الشركات على قوة العلاقة، ***مجلة دراسات***، المجلد 29، العدد 1، عمان، ص 134–145.

الدبعي، مأمون، ومحمد أبو نصار، 1999، مواصفة العلاقة بين العوائد السوقية والأرباح المحاسبية للشركات المساهمة الأردنية، ***مجلة دراسات***، المجلد 26، العدد 2، عمان، ص 312-329.

عبد الله، عبد القادر، 1993، العلاقة بين نصيب السهم من الأرباح وأسعار الأسهم في سوق الأسهم السعودية، ***مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية***، العدد 9، عمان، ص 1–21.

غرايبة، فوزي، وباسم الازهري، 1988، توقيت إصدار التقرير المالي السنوي في الشركات المساهمة العامة الأردنية، ***مجلة دراسات***، الجامعة الأردنية، المجلد 15، العدد 2، عمان، ص 9-22.

المراجع الأجنبية

Al-Debi'e, M. M. and Walker, M. 1999. Fundamental Information Analysis: An Extension and UK Evidence. ***British Accounting Review***, 31: 261-280.

Charitou, A. and Clubb, C. 1999. Earnings, Cash flow and Security Returns over Long Return Intervals: Analysis and UK Evidence. ***Journal of Business Finance and Accounting***, 26 (3), April/May, 283-312.

Easton, P. D. and T. Harris, 1991, Earnings as an Explanatory Variable of Returns. ***Journal of Accounting Research***, 19- 36.

Easton, P. O., T. S. Harris and Ohlson. 1992. Aggregate Accountings Earnings Can Explain Most of Security Returns: The Case of Long–Return Interval, ***Journal of Accounting and Economics***, 119-142.

Easton, P., Shroff, P. and Taylor, G. 2000. Permanent and Transitory Earnings, Accounting Recording Lag and The Earning Coefficient. ***Review of Accounting Studies***, 5, 281-300.

Kothari, S. P. 1992. Price Earnings Regressions in the Presence of Prices Leading Earnings: Earnings and Earning Level versus Change Specifications and Alternative Deflator. ***Journal of Accounting and Economics***, 173 – 202.

Kothari, S. P. and Sloan, R.G. 1992. Information in Earnings about Future Earnings: Implications for Earnings Response Coefficient. ***Journal of Accounting and Economics***, 15, 143-171.

Lev, B. 1989. On the Usefulness of Earnings and Earning Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research, ***Journal of Accounting Research***, 153 – 192.

Ou, J. A. 1990. The Information Content of Non-Earning Numbers as Earnings Predictors. ***Journal of Accounting Research***, 28(1): 144-163.

Shroff, P. 1995. Determinants of the Returns-Earnings Correlation. ***Contemporary Accounting Research***, 12, 41-55.

Shroff, P. 2002. The Relation between Aggregate Earnings and Security Return over Long Intervals. ***Contemporary Accounting Research***, (19): 64-147.

Strong, N. and M. Walker. 1993. The Explanatory Value of Earnings for Stock Returns. ***Accounting Review***, 385-399.

The Relation between Earnings and Stock Returns in the Long Run: Replication and Extension

Muath B. Abdelqader, Mamoun M. Al-Debi'e and Fawzi A. Gharaibeh

ABSTRACT

The study aims at examining the effect of expanding the measurement window of the relationship between accounting earnings and stock returns on the explanatory power of the model and the earnings response coefficient. Furthermore, it provides an interpretation of the value and behavior of the earnings response coefficient over various measurement windows. The study sample consists of sixty three public industrial and service companies over the period 1992-2004, with a number of observations ranging between 311, for a measurement window of twelve months, and 73 observations, for a measurement window of seventy two months. The results indicate that expanding the measurement window enhances the explanatory power of accounting earnings in regard to variations in stock market prices. Moreover, it has been noticed that the value of the earnings response coefficient increases as the covariance between accounting earnings and unrecorded goodwill increases. Finally, it has been noticed that, for a ten-year measurement window, the value of the earnings response coefficient approaches one as the value of the covariance approaches zero.

Keywords: Accounting earnings, Stock market returns, Earnings response coefficient, Length of measurement.

معاذ بسام عبد القادر
محاضر متفرغ، كلية الأعمال، الجامعة الأردنية.

مأمون محمد الدبعي
أستاذ مشارك، كلية الأعمال، الجامعة الأردنية.

فوزي عبد الرحيم غرايبة
أستاذ شرف، كلية الأعمال، الجامعة الأردنية.

Received on 26/3/2006 and Accepted for Publication on 22/11/2007.