الخصائص الموسمية لعوائد الأسهم في سوق الكويت للأوراق المالية

نبيل عيسى اللوغاني

C:/WINDOWS/Desktop/gulf-aps109/Khsaes.3D بروفة ثالثة

البحوث والدراسات

الخصائص الموسمية لعوائد الأسهم في سوق الكويت للأوراق المالية

نبيل عيسى اللوغاني

الملخص:

تبحث هذه الدراسة في إمكانية أن تكون عوائد الأسهم في بورصة الكويت أعلى في بعض الشهور منها في الشهور الأخرى. وقد بين التحليل المبدئي لبيانات الدراسة أن تحركات عوائد الأسهم ليست عشوائية وأن هذه العوائد تميل إلى الزيادة (الانخفاض) في كل شهر شهد الشهر السابق له زيادة (انخفاض) في العائد. وتشير نتائج الدراسة إلى أن عوائد الأسهم تكون في شهور مايو ويوليو وأغسطس وسبتمبر أعلى من مثيلاتها في شهور مارس ونوفمبر وديسمبر. وربما تكون شهور ارتفاع العائد هي الشهور التي يقوم المستثمرون فيها بإعادة تشكيل محافظهم الدولية، أو الشهور التي تعقب عودتهم من إجازاتهم السنوية. وقد تكون شهور انخفاض العائد هي الشهور التي تلي موعد استلام توزيعات الأرباح، أو الشهور التي يقوم المستثمرون فيها بالضغط على أسعار الأسهم بهدف زيادة عائدها الجاري أو حث الحكومة على تعديل قانون المديونيات لصالحهم.

١ – المقدمة

لاحظ Wachtel (1942) أن عوائد الأسهم (stock returns) في سوق نيويورك خلال شهر يناير تفوق عوائد الأسهم في باقي أشهر السنة [أثر يناير (January effect)، ويسمى أيضاً أثر نهاية السنة (turn-of-the-year effect)]. ومنذ ذلك الحين أصبح السلوك الشاذ (anomalous behavior) لعوائد الأسهم يحظى باهتمام متزايد لدى الباحثين. وقد أسفر ذلك عن اكتشاف أنواع جديدة من التحركات الشاذة لعوائد الأسهم. فقد توافر دليل تجريبي على أن عوائد الأسهم تكون في المتوسط: (١) سالبة في أول يوم تداول بعد انقضاء

* تم تسليم البحث في أكتوبر ٢٠٠٠، وأجيز للنشر في أبريل ٢٠٠١.

عطلة نهاية الأسبوع (يوم الاثنين في بورصة نيويورك) أو تقل معنوياً (significantly) في ذلك اليوم عن عوائد باقي أيام الأسبوع [أثر عطلة نهاية الأسبوع (weekend effect)، ويسمى أيضاً أثر يوم أسبوع التداول (day-of-the-week effect)][1]، (٢) موجبة فقط خلال الأيام الواقعة في النصف الأول من شهر التداول، ولا تختلف عن الصفر خلال الأيام الواقعة في النصف الثاني من شهر التداول [أثر نصف شهر التداول (half-of-the-month effect)][2]، و(٣) عالية جداً خلال أيام التداول التي تسبق مباشرة العطل الرسمية [أثر العطل الرسمية (Holiday effect)][3].

وتوجد أيضاً أدلة تجريبية متضاربة حول أثر «يوم الجمعة الثالث عشر من كل شهر (Friday the Thirteenth)[4] وأثر لأوقات محددة في يوم التداول (intraday effects)[5]. وقد انتظمت نمطية بعض هذه التحركات لمدة تربو على خمسين عاماً وولدت الشك لدى الاقتصاديين حول صحة فرضية كفاءة أسواق رأس المال (Efficient Market hypothesis) وحول مصداقية نموذج تسعير الأصول الرأسمالية (Capital Asset Pricing Model). بيد أن بعض الباحثين يميلون إلى التمييز بين التحركات المنتظمة للعائد التي تحدث بسبب

(١) انظر، على سبيل المثال، الدراسات التي أعدها Fama (1965) و French (1980) و Gribbons and Hess (1981) و Lakonishok and levi (1982) و keim and Stambaugh (1984) و Smirlock and Starks (1986) و Connolly (1989, 1991) عن سوق الولايات المتحدة و Theobald and price (1984) و Board and Sutcliffe (1988) عن السوق البريطاني و Santesmases (1986) عن السوق الإسباني و Jaffe and Westerfield (1985) عن السوق الياباني و Al-Loughani and Chappell (2000) عن السوق الكويتي و Candoyanni, ÓHanlon and Ward (1987) عن أسواق عالمية عديدة.

(٢) انظر Ariel (1987).

(٣) انظر Ariel (1990) و Kim and Park (1994).

(٤) انظر Kolb and Rodriguez (1987) و Dyl and Moberly (1988).

(٥) انظر Thaler (1987).

عدم مثالية عملية تداول الأسهم (trading process imperfections) التي تقلل من كفاءة السوق (على سبيل المثال، أثر عطلة نهاية الأسبوع وأثر نصف شهر التداول) وتلك التي تنشأ لأسباب تتصل بخصائص اقتصادية عامة (على سبيل المثال، أثر يناير)، [انظر Bowers and Dimson (1988)].

ويحذر بعض الباحثين من التسليم بوجود مثل هذه التحركات قبل توافر أدلة تجريبية من دراسات تستخدم أسواق وقواعد بيانات وفترات زمنية متنوعة [انظر على سبيل المثال، Lakonishok and Smidt (1988)]. ويرى باحثون آخرون أن دراسة هذه التحركات في أسواق متعددة تتيح معرفة ما إذا كانت العوامل ذات الأهمية في الأسواق الراسخة، على سبيل المثال، لها نفس الأهمية في الأسواق الناشئة. إن دراسة هذه التحركات في الأسواق الناشئة لها قدر كبير من الأهمية نظراً لأن هذه التحركات والعوامل المسببة لها غالباً ما تكون انعكاساً لخصوصيات الاقتصادات والأسواق محل الدراسة. وقد يكون تفسير أية تحركات مدعومة بالدليل التجريبي المستمد من بلد واحد فقط مجرد انعكاس لظروف وخصوصيات الاقتصاد المحلي لذلك البلد [انظر Bowers and Dimson (1988)]. وبناءً على هذه الاعتبارات فإن الدراسة الحالية تقوم باختبار أثر يناير في سوق الكويت للأوراق المالية. فإن هذا السوق الصغير تحكمه أنظمة تداول وتشريعات ضريبية تختلف عن تلك السائدة في الأسواق الراسخة. يضاف إلى ذلك، فإن تحركات عوائد الأسهم لم تكن في الغالب محصلة لأداء الشركات ونتائجها التشغيلية بقدر ما كانت محصلة لعوامل اجتماعية – اقتصادية وردود أفعال للتطورات المالية في أسواق الاستثمار الدولية وانعكاس لمدى ثقة المتداولين في قدرة الحكومة على تنفيذ قرارات الإصلاح الاقتصادي(٦). لذا، فإن الحصول على دليل تجريبي من هذا السوق الناشئ يشكل إضافة إلى رصيد المعرفة بأثر يناير.

(٦) يتضمن Al-Loughani (2000) نبذة مختصرة عن السمات المميزة لسوق الكويت للأوراق المالية.

وقد تم تقسيم هذه الدراسة إلى الأجزاء التالية: الجزء الثاني ويتناول خصائص أثر يناير والفرضيات التي تفسر سبب ظهوره. ويصف الجزء الثالث بيانات هذه الدراسة ويكشف عن خصائصها الإحصائية الأساسية. ويصف الجزء الرابع المنهجية المستخدمة في الدراسة. ويعرض الجزء الخامس النتائج التي تم التوصل إليها. ويلخص الجزء الأخير بعض الاستنتاجات والموضوعات التي تتطلب المزيد من البحث.

٢ – الأسس النظرية لأثر يناير:

كان Rozeff and Kinney (1976) أول من أعاد اختبار أثر يناير في سوق نيويورك، وأكدا ما توصل إليه Wichtel (1942) قبل ذلك بما يزيد عن ربع قرن، ووجد باحثون آخرون بعد ذلك أن أعلى العوائد ارتفاعاً في يناير هي عوائد أسهم الشركات الصغيرة [انظر، على سبيل المثال Roll (1983) و Keim (1983) و Reinganum (1983)]. وقد أرجع باحثون كثيرون ارتفاع عوائد الأسهم بشكل عام خلال شهر يناير إلى قيام المستثمرين ببيع بعض أسهمهم في شهر ديسمبر بهدف تقليص فواتيرهم الضريبية (Tax-loss-selling hypothesis) [انظر، على سبيل المثال، Branch (1977) و Dyl (1977) و Givoly and Ovadia (1983)]. ففي ظل قانون الضريبة الأمريكي، تعامل الأرباح الرأسمالية معاملة الدخل الخاضع للضريبة، في حين أن الخسائر الرأسمالية تؤدي إلى تخفيض الدخل الخاضع للضريبة. لذا، ومع اقتراب نهاية السنة الضريبية، يصبح لدى المستثمرين حافز لبيع الأسهم التي انخفضت أثمانها خلال العام بهدف تكبد خسائر رأسمالية محققة تقلص مستوى صافي الدخل الخاضع للضريبة. وتؤدي هذه البيوع المؤقتة للاسهم إلى انخفاض ملموس في مستويات الأسعار. ومع انتهاء السنة المالية تنتفي الحاجة إلى تحقيق الخسائر الرأسمالية، وتتوقف عمليات البيع، فتعود أسعار الأسهم إلى مستوياتها الطبيعية محققة بذلك عوائد إيجابية في الفترة التي تلي مباشرة نهاية العام (أي شهر يناير إذا كانت السنة الضريبية تنتهي في ديسمبر).

وقد قوبل هذا التفسير بانتقادات شديدة من بعض الباحثين. إذ يجادل Constantinides (1984)، على سبيل المثال، بأن المستثمر يحقق منفعة أكبر لو تكبد الخسائر الرأسمالية عند حدوثها عوضا عن الانتظار حتى نهاية العام. لذا، ينتفي وجود أي مبرر لانخفاض أسعار الأسهم في ديسمبر لاعتبارات ضريبية. ويثير Roll (1983) تساؤلات حول سبب عدم استغلال المستثمرين لأثر يناير لتحقيق أرباح موسمية من خلال شراء الأسهم في ديسمبر (عندما تكون رخيصة)، ثم بيعها في يناير (بعد ارتفاع أثمانها). ويؤدي تزايد أعداد المستثمرين الذين يتبعون هذه الاستراتيجية في نهاية المطاف إلى تلاشي أثر يناير. ويركز الانتقاد الأخير على الأساس الذي تستند عليه فرضية الدوافع الضريبية لبيع الأسهم في ديسمبر. فهذه النظرية مبنية على أساس أن الأسهم منقطعة النظير (unique)، أي منحنى الطلب عليها يميل إلى الأسفل (Downward sloping). غير إن إمكانية وجود نظائر بديلة (Close substitutes) للأسهم يجعل منحنى الطلب عليها أفقياً (Scholes, 1972). وبالتالي فلا يمكن للبيوع المدفوعة بالرغبة في تقليص الالتزامات الضريبية أن تؤثر في أسعار الأسهم. لذا، فإن عدم احتساب ضرائب على الأرباح الرأسمالية في سوق ما (بورصة الكويت، على سبيل المثال) لا يمنع من وجود احتمال لتحركات موسمية في عوائد الأسهم.

لقد أوردت دراسات تجريبية عديدة أجريت في أسواق عالمية متنوعة أدلة تدعم وجود أثر يناير في هذه الأسواق. إلا أن معظم هذه الدراسات أوردت أيضاً أدلة تشير إلى أن فرضية الدوافع الضريبية ربما لا تمثل إلا تفسيراً جزئياً فقط لهذا الأثر. فقد قام Reinganum (1983) بقياس عوائد شهر يناير لمحافظ أمريكية مشكلة على أساس القيم الرأسمالية السوقية للأسهم وعلى اساس احتمال بيع السهم بهدف تحقيق خسائر رأسمالية (يزداد احتمال بيع السهم لتحقيق خسائر رأسمالية عندما يكون سعره عند أدنى مستوى له في آخر أسبوع من شهر ديسمبر). وقد بينت المقارنة بين

هذه المحافظ أن عوائد يناير تزداد بزيادة احتمال بيع الأسهم لتحقيق خسائر رأسمالية في شهر ديسمبر. غير أن دراسة Reinganum وجدت أيضاً أن عوائد محافظ الأسهم الصغيرة تحقق ارتفاعاً ملحوظاً في شهر يناير حتى لو كان احتمال بيعها لتحقيق خسائر رأسمالية ضئيلاً جداً في ديسمبر.

وقام Givoly and Ovadia (1983) بإجراء عملية مقارنة بين عوائد شهر يناير لمحافظ مكونة من أسهم انخفضت أسعارها إلى أدنى مستوياتها في شهر ديسمبر فقط ومحافظ مكونة من أسهم انخفضت أسعارها إلى أدنى مستويات في أي شهر من شهور السنة. وقد وجدت الدراسة أن عوائد هذه المحافظ تكون في أعلى مستوياتها في شهر يناير بصرف النظر عن الشهر الذي تدنت فيه الأسهم المكونة لها أدنى قيمة سوقية لها.

وقد وجدت بعض الدراسات [Tinic, Barone-Adesi and West (1987) و Berges, McConnell and Schlarbaum (1984)] أن عوائد شهر يناير تفوق في المتوسط عوائد الأشهر الأخرى في كندا قبل وبعد فرض ضريبة الأرباح الرأسمالية في عام ١٩٧٢. كما قام باحثون آخرون [Brown, Keim, Kleidon and Marsh (1983) و Reinganum and Shapiro (1987)] باختبار أثر يناير في دول لها نظم ومواعيد تحصيل ضريبية تختلف عن نظام وموعد تحصيل الضريبة في الولايات المتحدة الأمريكية وتوصلوا إلى نتائج لا تدعم فرضية الدوافع الضريبية. فقد وجدت دراسات أجريت في سوقي بريطانيا وأستراليا التي تنتهي سنتيهما الضريبيتين في شهري مارس ويونيو على التوالي وتُفرض فيهما ضريبة على الأرباح الرأسمالية، أن عوائد الأسهم ترتفع في شهري أبريل ويوليو على التوالي بما يتفق مع فرضية الدوافع الضريبية. غير أن هذه الدراسات وجدت أن عوائد الأسهم ترتفع أيضاً في شهر يناير في هذين السوقين. ولم تتمكن إحدى الدراسات [Raj and Thurston (1994)] من العثور على أي دليل لوجود أثر لينابر أو أبريل في نيوزيلندا التي لا تفرض فيها ضرائب على الأرباح الرأسمالية وتنتهي سنتها الضريبية في شهر مارس، ولم تعثر دراسة أخرى

[Broch (1990)] على أي دليل يدعم وجود أثر لشهر يناير أو شهر مايو في الهند التي تنتهي سنتها الضريبية في شهر أبريل وتفرض فيها ضرائب على الأرباح الرأسمالية. وعلى النقيض من ذلك، تشير دراسات أخرى [Lee (1991) and 1992) و Van Den Bergh and Wessels (1985)] إلى تفوق معدلات عائد شهر يناير وأشهر أخرى بالمقارنة مع باقي أشهر السنة في هولندا ومجموعة من دول جنوب شرق آسيا التي لا تفرض فيها ضرائب على الأرباح الرأسمالية.

طبقاً لما تقدم، يشير الجزء الأكبر من الأدلة التجريبية المتوافرة إلى أن عوائد الأسهم في معظم الأسواق العالمية ترتفع في بعض شهور السنة إلى مستويات تفوق بشكل ملموس المستويات التي تبلغها هذه العوائد في باقي الشهور. يضاف إلى ذلك أن هذه العوائد فوق العادية لا تتحقق بالضرورة بفعل البيوع المدفوعة بالرغبة في تقليص العبء الضريبي. ويمكن استنتاج ذلك من المشاهدات التالية: أولاً: تتحقق نسبة كبيرة من ارتفاعات العائد في أشهر لا تلي مباشرة آخر أشهر السنة الضريبية. ثانياً: حققت بعض الأسهم عوائد عالية وفوق عادية في شهر يناير على الرغم من أن احتمال بيعها لتحقيق خسائر رأسمالية في شهر ديسمبر ضئيل جداً. ثالثاً: لم تسفر بعض الدراسات عن الكشف عن أي أثر لينار أو غيره من الشهور في بعض الدول التي تُفرض فيها ضرائب على الأرباح الرأسمالية. وأخيراً: كشفت بعض الدراسات عن أثر لينار وغيره من الشهور في بعض الدول التي لا تفرض فيها ضرائب على الأرباح الرأسمالية. نخلص مما تقدم إلى أن فرضية الدوافع الضريبية لا تمثل بمفردها تفسيراً مقنعاً لأثر يناير. وفي ضوء ذلك، ينبغي البحث عن عوامل اقتصادية أساسية لتفسير أثر يناير وغيره من شهور السنة في كل سوق على حدة.

وتبعاً لذلك، تقوم هذه الدراسة باختبار أثر يناير في سوق الكويت للأوراق المالية من خلال الإجابة على الأسئلة التالية: (١) هل توجد أشهر تحقق فيها الأسهم عوائد تفوق معنوياً العوائد التي تتحقق في الأشهر الأخرى؟ (٢) هل تتأثر التحركات الشهرية للعائد بالقيم الرأسمالية السوقية لأسهم الشركات؟

و(٣) ما هي العوامل التي تؤدي إلى ارتفاع عوائد الأسهم في أشهر معينة من السنة؟ وبينما تنتهي السنة المالية للشركات المسجلة في بورصة الكويت في نهاية شهر ديسمبر، فإن الحكومة لا تفرض ضرائب على الدخل بمختلف أنواعه، بما في ذلك توزيعات الأرباح والأرباح الرأسمالية. لذا، ينبغي استبعاد فرضية الدوافع الضريبية تفسيراً لارتفاع أو انخفاض عوائد الأسهم في شهر معين من أشهر السنة في سوق الكويت واقتراح تفسيرات أخرى تنبع من خصوصية السوق الكويتي. فعلى سبيل المثال، قد ترتفع أسعار الأسهم الكويتية عندما يبادر المستثمرون ببيع جزء من أسهمهم الأجنبية في الأشهر التي ترتفع فيها عوائدها واستخدام المبالغ المحصلة لشراء أسهم كويتية. كما تقوم بعض الشركات بزيادة طلبها على الأسهم مع اقتراب نهاية العام بهدف زيادة أسعارها لتضخيم قيم محافظها الاستثمارية وإظهار نمو مفتعل في ميزانياتها. ومن ناحية أخرى، قد يقوم بعض المستثمرين بتصفية أجزاء من محافظهم المحلية مع حلول موسم الاصطياف الذي تنخفض فيه سيولة ونشاط السوق. ويقوم مستثمرون آخرون بتصفية محافظهم المحلية خلال الأشهر التي تكون فيها قيم الأسهم الأجنبية قد تدنت إلى أدنى مستوياتها. وتقوم بعض الشركات بالضغط على أسعار أسهمها في نهاية العام بهدف رفع معدل العائد على التوزيعات النقدية (dividend yield).

٣ – الخصائص الإحصائية لبيانات الدراسة:

تستخدم هذه الدراسة عينة من البيانات الشهرية لمؤشر Global العام ومؤشري Global لأسعار أسهم الشركات الصغيرة وأسهم الشركات الكبيرة التي تعدها وتنشرها شركة بيت الاستثمار العالمي. وهذه المؤشرات مرجحة بالقيم الرأسمالية السوقية للشركات المكونة لها. وتغطي عينة البيانات الفترة من ديسمبر ١٩٩٢ إلى يناير ٢٠٠٠. ويمثل مؤشر الشركات الكبيرة القيمة المتوسطة لأسهم أكبر عشر شركات بينما يمثل مؤشر الشركات الصغيرة القيمة المتوسطة لأصغر عشر شركات. ويتم تحديث مكونات هذين المؤشرين

دورياً في ضوء التغيرات التي تطرأ على القيم الرأسمالية السوقية للشركات المدرجة. وقد تم تحويل مؤشرات الأسعار إلى مؤشرات عائد عن طريق إيجاد الفروقات اللوغاريتمية لأسعار الإقفال الشهرية المتتالية [$r_t = log\ (P_t/P_{t-1})$].

ويتبين من الجدول (١) الذي يوجز الخصائص الإحصائية لسلاسل العائد الشهرية الثلاث أن متوسط عائد ومخاطرة الشركات الكبيرة لا يختلف كثيراً عن متوسط عائد ومخاطرة السوق ككل. ويتبين أيضاً أن متوسطي عائد ومخاطرة الشركات الصغيرة يفوقان كثيراً متوسط عائد ومخاطرة الشركات الكبيرة. وتتفق هذه المشاهدة مع كم كبير من الأدلة التجريبية الواردة في دراسات تناولت العديد من الأسواق العالمية. وتكشف معلمة Ljung-Box عن وجود ارتباط ذاتي (autocorrelation) موجب ومعنوي في عائد السوق كله وعائد ومخاطره الشركات الصغيرة. ويعني ذلك أن تحركات هذه العوائد ليست عشوائية وتميل إلى الزيادة (الانخفاض) في كل شهر شهد الشهر السابق له زيادة (انخفاض) في العائد. وكان أعلى ارتباط ذاتي في العوائد الشهرية من نصيب الشركات الصغيرة (يبلغ الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى للشركات الصغيرة ٠,٤٤٦). ويعني ذلك أن حوالي ٢٠ بالمائة من التحركات الشهرية في العائد يمكن التنبؤ بها باستخدام عوائد الأشهر السابقة.

ويتضمن الجدول (٢) الخصائص الإحصائية لمتوسط العائد لكل شهر على حدة. وتشير النتائج إلى أن الأسهم تحقق في المتوسط خسائر في أشهر مارس ونوفمبر وديسمبر وتحقق أعلى العوائد في أشهر مايو ويوليو وأغسطس وسبتمبر. وتشير النتائج أيضاً إلى أن الشركات الصغيرة تحقق أعلى العوائد خلال الأشهر التي يرتفع فيها العائد.

٤ – منهجية الدراسة:

تستخدم هذه الدراسة اختبارات مشابهة لتلك التي استخدمها Jones and Wilson (1989) للتعرف على أثر يناير. وتقوم هذه الدراسة بتطبيق هذه الاختبارات للتعرف على الشهور التي تتميز بمعدلات تفوق معدلات عوائد

الأشهر الأخرى. ويمثل النموذج (١) الاختبار المبدئي الذي يستخدم لتمييز الاختلافات المعنوية بين معدل عائد كل شهر ومتوسط معدل العائد للأشهر الأحد عشر الباقية. فعلى سبيل المثال، يتم القبول بوجود أثر يناير عندما تكون β_1 أكبر معنوياً من الصفر في العلاقات التالية:

$$r_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + e_{it} \qquad (١)$$

حيث r_{it} معدل عائد الأسهم في الشهر i من السنة t وتمثل β_0 متوسط معدل العائد للأشهر الأحد عشر الأخرى (باستثناء يناير)، وتمثل β_1 الفرق بين عائد يناير ومتوسط عوائد الأشهر الأخرى، في حين أن D_{it} متغير وهمي (dummy variable) قيمته مساوية للواحد الصحيح في يناير وصفر في كل شهر من الأشهر الأخرى و e_{it} مقدار خطأ عشوائي.

ويتم تطبيق الاختبار الأعلى مصداقية (النموذج ٢) في حالة الكشف عمّا إذا كان عائد يناير يفوق عائد كل شهر من الأشهر الأخرى أو بعضها من خلال تقدير العلاقة التالية:

$$r_{it} = \beta_0 + \beta_i D_{it} + e_{it} \qquad (٢)$$

حيث تمثل β_0 متوسط عائد شهر يناير وتمثل β_i (حيث ١٢،...، ٢ = i) الفروقات بين متوسط عائد كل شهر من الأشهر الأخرى (من فبراير إلى ديسمبر) وعائد شهر يناير، وتمثل Dit متغير وهمي قيمته مساوية للصفر في يناير وواحد صحيح في كل شهر من الأشهر الأخرى.

إن الارتباط التسلسلي الذي تم الكشف عنه في بيانات عوائد الأسهم من خلال تحليل الخصائص الإحصائية في جدول (١) يستدعي تشخيص النموذج (١) والنموذج (٢) بعد تقديرهما للتأكد من خلو أخطائهما من الارتباط التسلسلي. وسوف نقوم باستخدام اختبار LM لهذا الغرض. وتبرز مشكلة الارتباط التسلسلي بشكل عام في النماذج خاطئة الصياغة

(misspecified) لعدم احتوائها على بعض المتغيرات الهامة أو لخلوها من عنصر الحركة (dynamics). ومن الواضح أن بروز هذه المشكلة عند تقدير النماذج التي تتطلب أغراض البحث اشتمال جانبها الأيمن على متغيرات وهمية فقط يكون بسبب خلوها من عنصر الحركة. ويمكن اتّباع طريقتين مختلفتين لمعالجة مشكلة الارتباط التسلسلي. تقوم الطريقة غير المحبذة بتصحيح الارتباط التسلسلي عن طريق إعادة تقدير النموذج باستخدام أسلوب المربعات الصغرى العامة (GLS)، وتنطوي الطريقة المفضلة على إعادة صياغة النموذج ليتضمن عنصر حركة(٧). لذا، سنقوم في حالة الكشف عن ارتباط تسلسلي في نماذج الدراسة بإعادة صياغتها لتتضمن عنصر الحركة الذي تحتويه نماذج الانحدار الذاتي (Autoregressive) التالية:

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t,....,} + r_{i,t-n} + e_{i,t} \quad (1a)$$

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t,} + r_{i,t-1,....,} r_{i,t-n} + e_{i,t} \quad (2a)$$

حيث تحتفظ متغيرات هذين النموذجين بتعريفاتها السابقة وتمثل $r_{i,t-n}$ قيماً متخلفة (Lagged value) للمتغير التابع $r_{i,t}$ وتعطي n أقل قيمة ممكنة للتخلص من الارتباط التسلسلي.

وحيث إن حجم العينة المستخدمة في الدراسة صغير نسبياً (٨٦ مشاهدة بواقع ثمان مشاهدات لكل شهر من شهور السنة)، فسوف نقوم أيضاً بتطبيق أسلوب Kruskall-Wallis غير المعلمي (non-parametric) الذي لا يتطلب استخدام سلاسل زمنية طويلة لمتغيرات الدراسة. علاوة على ذلك، لا يشترط هذا الاسلوب ثبات تباينات (homoscedastic variance) متغيرات

(٧) انظر، على سبيل المثال، Mizon (1995). وقد اعتبر Weber (ص٤٤٠ و١٩٩٥) أن وجود الارتباط التسلسلي من المرتبة الأولى في نموذجه الساكن دليل على غياب عنصر الحركة وقام بموجب ذلك بصياغة معادلات متحركة.

الدراسة أو ضرورة انتماء مجتمعها إلى عائلة التوزيع الطبيعي كما هو الحال في الاختبارات المعلمية.

ولتطبيق اختبار K-W، يتم تحويل السلسلة الزمنية للعائد الشهري إلى مصفوفة nx12 تمثل صفوفها (rows) السنوات ويمثل كل عمود (column) من أعمدتها شهر واحد من أشهر السنة ابتداء بيناير وانتهاء بديسمبر. ويمكن اعتبار هذه المصفوفة مكونة من ١٢ عينة عشوائية مستقلة حجمها n ومسحوبة من عدة مجتمعات. ويتم التعبير عن عائد الشهر j من السنة i، r_{ij}، باستخدام النموذج العام التالي:

$$r_{ij} = \mu + \tau_j + \varepsilon_{ij} \quad i = 1,2,....,n; \quad j = 1,2,...,12 \qquad (٣)$$

حيث تمثل μ المتوسط العام للعائد الشهري وتمثل τ_j أثر الشهر j بحيث يكون حاصل $\tau_1 + \tau_2 + ... + \tau_{12}$ مساوياً للصفر. وتمثل ε_{ij} أخطاء عشوائية مستقلة عن بعضها البعض. ويستخدم هذا الأسلوب للتحقق مما إذا كانت متوسطات عوائد أشهر السنة (متوسطات الأعمدة) تختلف معنوياً عن بعضها البعض أم أن الاختلاف حدث بمحض الصدفة. وفي سبيل ذلك، يتم اختبار صحة فرضية العدم التي تقول إن متوسطات عوائد أشهر السنة متساوية $[\mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_{12}]$ والتي يرمز لها بالصيغة $H_0 : \tau_j = 0 \forall_j$ ضد الفرضية البديلة التي تقول إن المتوسطات ليست كلها متساوية ويرمز لها بالصيغة $H_1 : \tau_j \neq 0$ لقيمة واحدة على الأقل من قيم j.

ويقوم هذا الأسلوب بترتيب مشاهدات المصفوفة كما لو أنها تشكل عينة واحدة، بحيث تعطي القيم المتدنية للعائد ترتيباً منخفضاً (rank) وتعطي القيم العالية للعائد ترتيباً مرتفعاً. ويتم تطبيق الاختبار من خلال إيجاد قيمة H بموجب العلاقة التالية:

$$H = \left[\frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^{12} \frac{R_j^2}{n_j}\right] - 3(N+1) \qquad (٤)$$

حيث تمثل R_j مجموع الرتب في العمود j، وتمثل n_j عدد المشاهدات

في العمود j، وتمثل N إجمالي عدد المشاهدات في المصفوفة. وفي ظل فرضية العدم، تنتمي H إلى توزيع χ^2 عند درجات حرية قدرها 11. ويتم رفض فرضية العدم في حالة $H \geq \chi^2(11,P)$، ويتم قبولها في حالة $H < \chi^2(11,P)$ حيث تمثل P مستوى الثقة (significance level) المطلوب.

٥ – النتائج:

يجب أن يسفر تطبيق النموذج (١) عن معاملات أكبر معنوياً من الصفر إذا كان هناك ثمة أثر في شهر من أشهر السنة، وأن يسفر تطبيق النموذج (٢) عن معاملات أصغر معنوياً من الصفر إذا كان هناك ثمة أثر لذلك الشهر. يتضمن الجدول (٣) قيم المعلمة t للفرق بين عائد كل شهر من أشهر السنة ومتوسط عوائد الأشهر الأحد عشر الأخرى (النموذج ١). يتضح من النتائج المتضمنة في الجدول أن كل معاملات β_1 الموجبة قيمها غير معنوية. لذا فإن فرضية العدم التي تقول إن هذه المعاملات تساوي الصفر لا يمكن رفضها عند مستوى ثقة يبلغ ٩٥ بالمائة. تبعاً لذلك ينبغي رفض الفرضية التي تنص على أن قيم β_1 لكل شهر من الشهور تزيد معنوياً عن الصفر، ونخلص من ذلك إلى عدم وجود أثر لأي شهر من أشهر السنة.

يتضمن الجدول (٤) قيم المعلمة t لزيادة عائد كل شهر من شهور السنة عن عوائد كل شهر من الأشهر الأخرى (النموذج ٢). وتشير نتائج اختبار النموذج (٢) للكشف عن أثر مايو ويوليو وأغسطس وسبتمبر إلى وجود عدد محدود من المعاملات المعنوية السالبة التي تتركز في أشهر مارس ونوفمبر وديسمبر. ويمثل ذلك دليلاً محدوداً للاعتقاد بوجود أثر في هذه الشهور. ومما يلفت النظر أن معاملات مايو ويوليو وأغسطس وسبتمبر موجبة ومعنوية في معاملات علاقة اختبار أثر مارس ونوفمبر وديسمبر. وقد يُستدل من مجمل ذلك على أن عوائد سوق الأسهم خلال مايو ويوليو

وأغسطس وسبتمبر تزيد عن عوائده خلال مارس ونوفمبر وديسمبر للسوق كله وللشركات الكبيرة والصغيرة على حد سواء.

ويتضمن الجدول (٥) نتائج اختبار K-W غير المعلمي الذي لا تتأثر مصداقيته بصغر حجم العينات المستخدمة في هذه الدراسة. ويتضح من الجدول أن متوسطات الترتيب العالية كانت من نصيب أشهر مايو ويونيو ويوليو وأغسطس وسبتمبر، في حين أن متوسطات الترتيب المنخفض كانت من نصيب شهر مارس ونوفمبر وديسمبر. وعلى الرغم من انسجام هذه النتائج مع نتائج الاختبار المعلمي، إلا أن قيم H و P لا تدعم رفض فرضية العدم التي تقول إن عوائد أشهر السنة في المتوسط لا تختلف عن بعضها البعض.

٦ – الخلاصة:

أسفرت عملية التحليل الإحصائي بواسطة الأساليب المعلمية وغير المعلمية عن الحصول على أدلة متضاربة حول زيادة عوائد الأسهم في أشهر معينة من السنة وانخفاضها في أشهر أخرى في بورصة الكويت خلال الفترة من يناير ١٩٩٣ إلى يناير ٢٠٠٠. إذ تشير بعض نتائج الاختبارات المعلمية إلى أن عوائد الأسهم تكون في شهور مايو ويوليو وأغسطس وسبتمبر أعلى من مثيلاتها في أشهر مارس ونوفمبر وديسمبر. وربما تتزامن هذه التحركات مع قيام المستثمرين بإعادة تشكيل محافظهم الكلية للاستفادة من التغيرات الموسمية في أسعار أسهمهم الأجنبية. وقد ترتفع عوائد الأسهم في شهري أغسطس وسبتمبر نتيجة لعودة عدد كبير من المستثمرين الذين يقضون فصل الصيف خارج البلاد. وربما تنخفض العوائد في شهر مارس بسبب عمليات بيع الأسهم التي تلي موعد استلام المضاربين لتوزيعات الأرباح. ومن ناحية أخرى، قد تعمد بعض الشركات إلى الضغط على أسعار أسهمها مع حلول نهاية العام بهدف زيادة معدل العائد على التوزيعات النقدية.

وربما يكون مرد ذلك راجعاً إلى قيام بعض كبار المدينين للبنوك خلال فترات ضعف السوق بالضغط على أسعار الأسهم التي استخدموها ضماناً لمديونياتهم مع حلول مواعيد تسديد أقساط ديونهم بهدف حث الحكومة على تعديل قانون المديونيات الصعبة لصالحهم. إذ يتبع هؤلاء أسلوبين مختلفين للتأثير سلباً على أسعار الأسهم مع اقتراب مواعيد تسديد أقساط المديونيات. يعتمد الأسلوب الأول على التأثير النفسي من خلال بث الإشاعات حول حتمية تدهور الأسعار لدى قيام المدينين بتصفية محافظهم لتسديد الأقساط المستحقة عليهم. ويترتب على ذلك مبادرة قطاع كبير من المستثمرين إلى محاولة بيع أسهمهم قبل وقوع «المحذور» فتنخفض مستويات الأسعار تبعاً لذلك. ويتمثل الأسلوب الثاني في تكثيف العرض، قبيل إغلاق السوق بوقت قصير، على أسهم بعض الشركات ذات التأثير الكبير في مؤشر السوق الذي يعتمد على الوزن السعري. ويترتب على ذلك تدعيم الاعتقاد بتراجع الأسعار. وربما تكون بعض التحركات الموسمية لعوائد الأسهم في الكويت ذات ارتباط بأشهر التقويم الهجري وليس بأشهر التقويم الميلادي. وأخيراً، قد تكون هذه التحركات وليدة الصدفة، ليس إلا.

إن التسليم بوجود هذه التحركات في عوائد الأسهم خلال بعض أشهر السنة يغري الباحث باقتراح بعض قواعد التداول (trading rules) التي تهدف إلى تحسين الأداء الاستثماري لمحافظ الأوراق المالية. غير أن هذه القواعد ربما لا تحقق الفائدة المرجوة منها إذا أخذت مصروفات ورسوم التداول بعين الاعتبار. ففي ظل انخفاض سيولة السوق والحاجة إلى تداول الأسهم في الاتجاهين (بيعاً وشراءً)، قد لا تكفي العوائد «فوق العادية» المحققة بواسطة استراتيجيات توقيت البيع والشراء لتغطية رسوم ومصروفات التداول. ومع ذلك، فقد يستفيد المستثمرون الذين لديهم نية مسبقة في التداول من التحركات الشهرية التي رصدتها هذه الدراسة لأنهم يتكبدون رسوم التداول على أي حال.

إن ما تم التوصل إليه من نتائج في هذه الدراسة التمهيدية هو محصلة للمنهجية وعينة البيانات المستخدمة، وربما يتم التوصل إلى نتائج مختلفة في حال استخدام مناهج وبيانات مختلفة. لذا، ينبغي إعادة اختبار تحركات العائد في بورصة الكويت باستخدام أسعار أسهم منفردة ومؤشرات قطاعية ومناهج تحليل متنوعة. وربما تتمخض بعض الدراسات المستقبلية عن نتائج مغايرة لو تم أخذ توزيعات الأرباح بعين الاعتبار عند حساب معدل العائد. وأخيراً، قد يتم الحصول على نتائج غير متوقعة في حال دراسة معدلات عائد سوق الأسهم في أشهر السنة الهجرية(٨).

الجدول رقم (١) الخصائص الإحصائية الأساسية ومعدلات الارتباط الذاتية لمعدلات العائد الشهرية (ديسمبر ١٩٩٢ – يناير ٢٠٠٠)

	مؤشر السوق	مؤشر الشركات الكبيرة	مؤشر الشركات الصغيرة
المتوسط	٠,٠٠٤	٠,٠٠٥	٠,٠١٤
الانحراف المعياري	٠,٠٣٩	٠,٠٤٠	٠,٠٦٤
P_1(Ljung-Box)	٠,٢٩٠(٧,٣٢)*	٠,٠٨٦(٠,٦٧)	٠,٤٤٦(١٧,٩٥)*
P_2(Ljung-Box)	٠,٠٠٣(٧,٣٢)*	٠,٠٤٤-(٠,٨٥)	٠,١١١(١٩,٠٨)*
P_3(Ljung-Box)	٠,١٤٦(٩,٢٢)*	٠,٠٩٦(١,٦٩)	٠,١٥٠(٢١,١٧)*
P_4(Ljung-Box)	٠,١٤٨(١١,٢٣)*	٠,٠٤٧-(١,٨٩)	٠,١٧٥(٢٤,٠٢)*
Skewness	٠,٤٠٥	٠,٦٩١	٠,٨٨٠
Kurtosis	٠,٨١٣	٠,٧٨٥	٠,٧٤٦

* معنوي عند مستوى ثقة قدره ٥ بالمائة.

(٨) يغادر عدد كبير من المتداولين الكويت قبيل حلول عطلة العيدين والمناسبات الدينية. وربما يقلل المناخ التعبدي والاجتماعي خلال شهر رمضان اهتمام جزء كبير من المتداولين بالسوق. وربما يتمنى البعض انخفاض أسعار الأسهم مع اقتراب نهاية شهر رمضان حتى لا يضطر إلى إخراج زكاة مال كبيرة.

جدول رقم (٢) الخصائص الإحصائية الأساسية لمعدلات العائد لكل شهر على حدة (١٩٩٣-١٩٩٩)

الشهر	مؤشر السوق		مؤشر الشركات الكبيرة		مؤشر الشركات الصغيرة	
	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري
يناير	٠,٠٠٠٤٣	٠,٠٢٨٩٨	٠,٠٠١٨٦	٠,٠٣١٥٤	-٠,٠٠٠٤٣	٠,٠٥٨٢٥
فبراير	٠,٠٠٥٠٠	٠,٠٢٣٥٤	٠,٠١٠٠٠	٠,٠٢٦٥٢	٠,٠٢٢٥٧	٠,٠٣٤٥٧
مارس	-٠,٠٢٥٠٠	٠,٠٤٤٧٧	-٠,٠٣٠٤٣	٠,٠٤٤١٨	-٠,٠١٠٨٦	٠,٠٥٨٢٣
إبريل	٠,٠٠٦٤٣	٠,٠٣٦٣٥	٠,٠٠٦٢٩	٠,٠٣٥٠٣	٠,٠٠٦٨٦	٠,٠٤٠٨٠
مايو	٠,٠١٩١٤	٠,٠٣٣٠٠	٠,٠١٥٢٩	٠,٠٤٦٢٩	٠,٠٤٩٠٠	٠,٠٧٢٦٤
يونيو	٠,٠١١٥٧	٠,٠٣٦١٦	٠,٠١٦٨٦	٠,٠٣٦٤٩	٠,٠٣٠٨٦	٠,٠٤٩٧٨
يوليو	٠,٠٢١٨٦	٠,٠٤٢٠٥	٠,٠١٥٧١	٠,٠٣٦٩٩	٠,٠٣٩١٤	٠,٠٥٤٠٠
أغسطس	٠,٠٢٧١٤	٠,٠٤٤٠٧	٠,٠٢٦٥٧	٠,٠٤٤٨٦	٠,٠٥١٥٧	٠,١٠٦٨٣
سبتمبر	٠,٠١٨٢٩	٠,٠٣٩٦٤	٠,٠٢٣٨٦	٠,٠٥١٩٩	٠,٠٣٢٨٦	٠,٠٨٤٨١
أكتوبر	٠,٠١١٧١	٠,٠٦٣٠٠	٠,٠٠٩٨٦	٠,٠٥٧٨٤	٠,٠٣٣٧١	٠,٠٩٣٢٧
نوفمبر	-٠,٠١٦٥٧	٠,٠٣٣٤١	-٠,٠٠٤٥٧	٠,٠٣٠٧٢	-٠,٠٣٠١٤	٠,٠٦٠٠٠
ديسمبر	-٠,٠٢١٤٣	٠,٠٣٢٣٧	-٠,٠٢١٠٠	٠,٠٢٤٧٧	-٠,٠١٣١٤	٠,٠٤٦١٢
المتوسط العام	٠,٠٠٤٨٨	٠,٠٣٨١١	٠,٠٠٥٨٦	٠,٠٣٨٩٤	٠,٠١٧٦٦	٠,٠٦٣٢٨

جدول رقم (٣) قيم المعلمة t للفرق بين عائد كل شهر من أشهر السنة ومتوسط عوائد الأشهر الأحد عشر الأخرى (النموذج ١)

	يناير	فبراير	مارس	أبريل	مايو	يونيو	يوليو	أغسطس	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر
مؤشر السوق	٠,٢٦-	٠,٠٤	٢,١٧-	٠,١٢	١,٠٠	٠,٤٧	١,١٨	١,٥٥	٠,٩٣	٠,٤٠	١,٥٠-	١,٨٥-
AR (n)	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠
LM (12)	١٧,٦٧	١٧,٨٢	١٨,٢٧	١٨,٧٨	١٦,٠٢	١٦,٨٦	١٨,٤٣	١٤,٨٧	١٧,٣٤	١٧,٤١	١٤,٤٩	١,٨٤
مؤشر الشركات الكبيرة	٠,٣٢	٠,١٣-	٢,١١-	٠,٠٦	٠,٦٧	٠,٧٩	٠,٧١	١,٤٥	١,٢٤	٠,٢٧	٠,٦٨-	١,٨٢-
AR (n)	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠
LM (12)	٩,٦٣	٩,٨٧	٩,٧٧	٩,٦٧	٨,٨٤	٨,٩١	١٠,٠٦	٨,٦٨	٩,١٧	٩,٤٨	٨,٨٧	٨,٥٧
مؤشر الشركات الصغيرة	٠,٢٩	٠,٦٣	١,٥١-	٠,٠٩	١,٣٩	٠,٦٧	١,٠١	٠,٩٦	٠,٦٩	٠,٣٤	٢,٧٤-	١,٢١-
AR (n)	١	١	١	١	٠	٠	٠	١	٠	١	١	٠
LM (12)	٥,٨٣	٦,٨٢	٦,٠٥	٦,٠٥	٢٠,٨٦	٢٠,٢٦	٢٠,٥٢	٦,٩٠	١٩,٣٨	٧,٧١	٥,٨٢	١٨,٥٤

جدول رقم (٤) قيم المعلمة t لزيادة عائد كل شهر من شهور السنة عن عوائد كل شهر من الأشهر الأخرى (النموذج (٢)

مؤشر السوق	يناير	فبراير	مارس	أبريل	مايو	يونيو	يوليو	أغسطس	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر	AR(n)	LM(12)
يناير		٠,٢١	-١,٢٩	٠,٢٧	٠,٨٨	٠,٥٢	١,٠٠	١,٢٥	٠,٨٤	٠,٤٧	-٠,٨٥	-١,٠٨	٠	١٨,٥٠
فبراير	-٠,٢١		-١,٥٠	٠,٥٧	٠,٦٦	٠,٣٠	٠,٧٩	١,٠٤	٠,٦٢	٠,٢٥	-١,٠٦	-١,٣٠	٠	١٨,٥٠
مارس	١,٢٩	١,٥٠		١,٥٦	٢,١٧*	١,٨١	٢,٢٩*	٢,٥٤*	٢,١٣*	١,٧٦	٠,٤٤	٠,٢١	٠	١٨,٥٠
أبريل	-٠,٢٧	-٠,٠٦	-١,٥٦		٠,٦١	٠,٢٤	-٠,٧٣	٠,٩٨	٠,٥٦	٠,١٩	-١,١٢	-١,٣٦	٠	١٨,٥٠
مايو	-٠,٨٨	-٠,٦٧	-٢,١٧*	-٠,٦١		-٠,٣٧	٠,١٢	٠,٣٧	-٠,٠٥	-٠,٤١	-١,٧٣	-١,٩٧*	٠	١٨,٥٠
يونيو	-٠,٥٢	-٠,٣٠	-١,٨١	-٠,٢٤	٠,٣٧		٠,٤٩	٠,٧٤	٠,٣٢	٠,٠٥	-١,٣٧	-١,٦٠	٠	١٨,٥٠
يوليو	-١,٠٠	-٠,٧٩	-٢,٢٩*	-٠,٧٣	-٠,١٢	-٠,٤٩		٠,٢٥	-٠,١٧	-٠,٥٣	-١,٨٥	-٢,٠٩*	٠	١٨,٥٠
أغسطس	-١,٢٥	-١,٠٤	-٢,٥٤*	-٠,٩٨	-٠,٣٧	-٠,٧٤	-٠,٢٥		-٠,٤٢	-٠,٧٩	-٢,١٠*	-٢,٣٤*	٠	١٨,٥٠
سبتمبر	-٠,٨٤	-٠,٦٢	-٢,١٣*	-٠,٥٦	٠,٠٥	-٠,٣٢	٠,١٧	٠,٤٢		-٠,٣٦	-١,٦٩	-١,٩٢	٠	١٨,٥٠
اكتوبر	-٠,٤٧	-٠,٢٥	-١,٧٦	-٠,٢٠	٠,٤٢	٠,٠٥	٠,٥٣	٠,٧٩	٠,٣٧		-١,٣٢	-١,٥٥	٠	١٨,٥٠
نوفمبر	٠,٨٥	١,٠٦	-٠,٤٤	١,١٢	١,٧٣	١,٣٧	١,٨٥	٢,١٠*	١,٦٩	١,٣٢		-٠,٢٤	٠	١٨,٥٠
ديسمبر	١,٠٨	١,٣٠	-٠,٢٠	١,٣٦	١,٩٧*	١,٦٠	٢,٠٩*	٢,٣٤*	١,٩٢	١,٥٥	٠,٢٤		٠	١٨,٥٠

* معنوي عند مستوى ثقة قدره ٥ بالمائة.

تابع جدول رقم (٤) قيم المعلمة t لزيادة عائد كل شهر من شهور السنة عن عوائد كل شهر من الأشهر الأخرى (النموذج (٢))

مؤشر الشركات الكبيرة	يناير	فبراير	مارس	أبريل	مايو	يونيو	يوليو	أغسطس	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر	AR(n)	LM(12)
يناير		٠,١٣	١,١٨-	٠,٢٥	٠,٦٨	٠,٧٧	٠,٧١	١,٢٢	١,٠٩	٠,٤٠	٠,٢٧-	١,٠٨-	٠	٨,٠٣
فبراير	٠,١٣-		١,٣٢-	٠,١٣	٠,٥٥	٠,٦٤	٠,٥٩	١,١٠	٠,٩٦	٠,٢٨	٠,٤٠-	١,٢١-	٠	٨,٠٣
مارس	١,١٨	١,٣٢		١,٤٠	١,٨٣	١,٩١	١,٨٦	٢,٣٧*	٢,٢٣*	١,٥٥	٠,٨٧	٠,٠٧	٠	٨,٠٣
أبريل	,٠٢٩-	٠,١٣-	١,٤٠-		٠,٤٢	٠,٥٠	٠,٤٥	٠,٩٤	٠,٨١	٠,١٤	٠,٥١-	١,٢٩-	٠	٨,٠٣
مايو	٠,٦٨-	٠,٥٥-	١,٨٣-	٠,٤١-		٠,٠٨	٠,٠٣	٠,٥٣	٠,٣٩	٠,٢٧-	٠,٩٣-	١,٧١-	٠	٨,٠٣
يونيو	٠,٧٧-	٠,٦٤-	١,٩١-	٠,٥٠-	٠,٠٨-		٠,٠٥-	٠,٤٥	٠,٣١	٠,٣٥-	١,٠١-	١,٧٩-	٠	٨,٠٣
يوليو	٠,٧١-	٠,٥٩-	١,٨٦-	٠,٤٤-	٠,٠٣-	٠,٠٥		٠,٥٠	٠,٣٦	٠,٣٠-	٠,٩٦-	١,٧٤-	٠	٨,٠٣
أغسطس	١,٢٣-	١,١٠-	٢,٣٧*-	٠,٩٤-	٠,٥٢-	٠,٤٥-	٠,٥٠-		٠,١٤-	٠,٨٠-	١,٤٥-	٢,٢٣*-	٠	٨,٠٣
سبتمبر	١,٠٩-	٠,٩٦-	٢,٢٣*-	٠,٨١-	٠,٣٩-	٠,٣١-	٠,٣٦-	٠,١٤		٠,٦٦-	١,٣٢-	٢,١٠*-	٠	٨,٠٣
أكتوبر	٠,٤٠-	٠,٢٨-	١,٥٥-	٠,١٤-	٠,٢٧	٠,٣٥	٠,٣٠	٠,٨٠	٠,٦٦		٠,٦٦-	١,٤٣-	٠	٨,٠٣
نوفمبر	٠,٢٧	٠,٤٠	٠,٨٧-	٠,٥١	٠,٩٢	١,٠١	٠,٩٥	١,٤٥	١,٣٢	٠,٦٦		٠,٧٨-	٠	٨,٠٣
ديسمبر	١,٠٨	١,٢١	٠,٧-	١,٢٩	١,٧١	١,٧٩	١,٧٤	٢,٢٣*	٢,٠٩*	١,٤٣	٠,٧٨		٠	٨,٠٣

* معنوي عند مستوى ثقة قدره ٥ بالمائة.

تابع جدول رقم (٤) قيم المعلمة *t* لزيادة عائد كل شهر من شهور السنة عن عوائد كل شهر من الأشهر الأخرى (النموذج (٢))

مؤشر الشركات الصغيرة	يناير	فبراير	مارس	أبريل	مايو	يونيو	يوليو	أغسطس	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر	AR(n)	LM(12)
يناير		٠,٢٠	-١,٢٠	-٠,١٥	٠,٨٤	-٠,٢٤	٠,٢٤	٠,٣٩	-٠,٢٣	-٠,٠١	-١,٩٨*	-٠,٥٠	١	٦,٩٣
فبراير	-٠,٢٠		-١,٤٧	-٠,٣٦	٠,٦٧	-٠,٤٦	٠,٠٤	٠,٢٠	-٠,٤٥	-٠,٢١	-٢,٢٣*	-٠,٧٢	١	٦,٩٣
مارس	١,٢٠	١,٤٧		١,١٠	٢,١٤*	١,٠٠	١,٥١	١,٦٧	١,٠١	١,٢٦	-٠,٧٨	٠,٧٣	١	٦,٩٣
أبريل	٠,١٥	٠,٣٦	-١,١٠		١,٠٣	-٠,١٠	٠,٤٠	٠,٥٦	-٠,٠٩	٠,١٥	-١,٨٧	-٠,٣٦	١	٦,٩٣
مايو	-٠,٨٤	-٠,٦٧	-٢,١٤*	-١,٠٣		-١,١٣	-٠,٦٣	-٠,٤٦	-١,١١	,٨٨-	-٢,٩١*	-١,٣٨	١	٦,٩٣
يونيو	٠,٢٤	٠,٤٦	-١,٠٠	٠,١٠	١,١٣		٠,٥١	٠,٦٧	٠,٠١	٠,٢٥	-١,٧٨	-٠,٢٥	١	٦,٩٣
يوليو	-٠,٢٤	-٠,٠٤	-١,٥١	-٠,٤٠	٠,٦٣	-٠,٥١		٠,١٦	-٠,٥٠	-٠,٢٥	٢,٢٩*	-٠,٧٥	١	٦,٩٣
أغسطس	-٠,٣٩	-٠,٢٠	-١,٦٧	-٠,٥٦	٠,٤٦	-٠,٦٧	-٠,١٦		-٠,٦٦	-٠,٤١	-٢,٤٥*	,٩٠-	١	٦,٩٣
سبتمبر	٠,٢٣	٠,٤٥	-١,٠١	٠,٠٩	١,١٢	-٠,٠١	٠,٥٠	٠,٦٦		٠,٢٥	-١,٧٩	-٠,٢٦	١	٦,٩٣
أكتوبر	٠,٠١	٠,٢١	-١,٢٦	-٠,١٥	٠,٨٨	-٠,٢٦	٠,٢٥	٠,٤١	-٠,٢٥		-٢,٠٤*	-٠,٥١	١	٦,٩٣
نوفمبر	١,٩٨*	٢,٢٣*	٠,٧٨	١,٨٧	٢,٩١*	١,٧٨	٢,٢٩*	٢,٤٥*	١,٧٩	٢,٠٤*		١,٤٩	١	٦,٩٣
ديسمبر	٠,٥٠	٠,٧٢	-٠,٧٣	٠,٣٦	١,٣٨	٠,٢٥	٠,٧٥	٠,٩٠	٠,٢٦	٠,٥١	١,٤٩		١	٦,٩٣

* معنوي عند مستوى ثقة قدره ٥ بالمائة.

جدول رقم (٥) اختبار K-W للفرق بين متوسطات العائد الشهرية

الشهر	متوسط الترتيب (average ranks)		
	مؤشر السوق	مؤشر الشركات الكبيرة	مؤشر الشركات الصغيرة
يناير	٤٤,١	٣٩,٤	٣٥,٣
فبراير	٤٢,٣	٤٧,٣	٥١,١
مارس	٢٣,٧	٢٠,١	٣٠,٠
إبريل	٤٤,١	٤٤,٧	٤١,٠
مايو	٥٢,٦	٤٥,٩	٥٤,٣
يونيو	٤٨,٤	٥١,٠	٥١,٠
يوليو	٤٩,٩	٥١,٠	٥٣,٦
أغسطس	٥٥,٦	٥٤,٤	٤٩,٣
سبتمبر	٥٠,٧	٥٠,٧	٤٦,٣
أكتوبر	٤٢,٦	٣٩,٠	٤٣,٤
نوفمبر	٢٧,٦	٣٨,٤	٢١,٦
ديسمبر	٢٨,٤	٢٨,٠	٣٣,٠
H	١٤,٢١	١٣,٤٣	١٤,٢٣
P	٠,٢٢١	٠,٢٦٦	٠,٢٢١

المصادر

- Al-Loughani, N. E. and Chappell, D. (2001)., "Modeling the Day-of-the-Week Effect in the Kuwait Stock Exchange: A non-linear GARCH Representation", *Applied Financial Economics (vol. 11, pp. 353-359)*.
- Al Loughani, N. E. (1999), "The Analysis of the Causal Relationship between Stock Prices and Trading Volume in the Kuwait Stock Market", *Journal of Economic and Administrative Science (vol. 15, pp. 25-47)*.
- Ariel, R. A. (1987), "A Monthly Effect on Stock Returns", *Journal of Financial economics*, Vol. 18, pp. 161-174.
- Ariel, R. A. (1990), "High Stock Returns Before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes", *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 1611-1626.
- Berges, A., McConnell, J. and Schlarbaum, G. (1984), "The Turn of the year in Canada", *Journal of Finance*, March, pp. 185-192.
- Board, J. L. G. and Sutcliffe, C.M.S. (1988), "The Weekend Effect in UK Stock Market Returns", *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol. 15, pp. 199-213.
- Bowers, J. and Dimson E. (1988), Introduction in E. Dimson (ed). *Stock Market Anomalies*, pp. 3-15, Cambridge: Cambridge University press.
- Branch, B. (1977), "A tax Loss Trading Rule", *Journal of Business*, Vol. 50, pp. 198-207.
- Broca, D. S. (1990), "Indian Stock Market Seasonality: A note", *the Indian Economic Journal*, Vol. 39, pp. 110-119.
- Brown, P,. Keim D., Kleidon, A. and Marsh, T. (1983), "Stock Return Seasonalities and the Tax-Loss-Selling Hypothesis: Analysis of the Arguments and Australian Evidence", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 105-127.
- Condoyanni, L,. O'Hanlon, J. and Ward, C.W.R. (1987), "Day of the Week Effects on Stock Returns: International Evidence", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 14, pp. 159-174.

- connolly, R. A. (1989), "An Examination of the Robustness of the Weekend Effect", *Journal of Econometrics*, Vol. 24, pp. 133-169.
- Connolly, R. A. (1991), "A Posterior Odds Analysis of the Weekend Effect", *Journal of Econometrics*, Vol. 49, pp. 51-104.
- Constantinides, G. (1984), "Optimal Stock Trading With Personal Taxes: Implications for Prices and the Abnormal January Returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, pp. 65-89.
- Dyl, E. A. (1977), "Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior", *Journal of Finance*, Vol. 32, pp. 165-175.
- Dyl, E. A. and Maberly, E. D. (1988), "the Anomaly That Isn't There: a Comment on Friday the Thirteen", *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 1285-1286.
- Fama, E. F. (1965), "The Behaviour of Stock Market Prices", *Journal of Business*, Vol. 38, pp. 34-105.
- French, K. R. (1980), "Stock Returns and Weekend Effect, *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, pp. 55-69.
- Gibbons, M. R. and Hess, P. (1981), "Day of the Week Effects and Asset Returns" *Journal of Business*, Vol. 54, pp. 579-596.
- Givoly, D. and Ovadia, A. (1983), "Year-End-Tax - Induced Sales and Stock Market Seasonality", *Journal of Finance*, Vol. 38, pp. 171-186.
- Jaffe, J. F. and Westerfield, R. (1985), "Patterns in Japanese Stock Returns: Day of Week and Turn of the year Effects", *Journal of Financial and Quantitive Analysis*, Vol. 20, pp. 261-272.
- Jones, C. P. and Wilson, J. (1989), "An Analysis of the January Effect in Stocks and Interest Rates Under Varying Monetary Regimes", *The Journal of Financial Research*, Vol. 12, pp. 341-535.
- Keim, D. B. and Stambaugh, R. F. (1984), "A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol. 39, pp. 819-835.
- Keim, D. B. (1983), "Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 13-32.
- Kim, C-W and Park, J. (1994), Holiday Effects and Stock Returns: Further Evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 29, pp. 145-157.

- Kolb, R. W. and Rodriguez, R. J. (1987), "Friday the Thirteeth: Part VII- a Note:, *Jounral of Finance*, Vol. 42, pp. 883-889.
- Lakonishok, J. and Levi, M. (1982) "Weekend Effects on Stock Returns: A Note", *Journal of Finance*, Vol. 37 pp. 883-889.
- Lakonishok, J. and Smidt, S. (1988), "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety year perspective", *Review of Financial Studies*, Vol. 1, pp. 403-425.
- Lee, I. (1991), "The Turn-of-the-Year Effects in Asian Stock Market", *Journal of Asian Economics*, Vol. 2, pp. 113-123.
- Lee, I. (1992), "Stock Market Seasonality: Some Evidence from the Pscific-Basin Countries", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 19, pp. 199-210.
- Mizon, G. E. (1995), "A simple message for autocorrelation correctors: don't", *Journal of Econometrics*, Vol. 69, pp. 267-288.
- Raj, M. and Thruston, D. (1994), "January or April? Tests of the turn-of-the-Year Effect in the New Zealand Stock Market", *Applied Economics letters*, Vol. 1, pp. 81-83.
- Reinganum, M. R. (1983), "The Anomaluos Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Year - End tax Effects", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 89-104.
- Reinganum, M. and Shapiro, A. (1987), "Taxes and Stock Return Seasonality: Evidence From the London Stock Exchange", *Journal of Business*, Vol. 60, pp. 281-295.
- Roll, R. (1983), "Vas ist Das? The turn-of-the-year Effect and Return Premia of Small Firms:. *The Journal of Portfolio Management*, Winter, pp. 18-28.
- Rozeff, M. S. and Kenney, W. R. (1976), "Capital market Seasonality: the Case of Stock Returns:, *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, pp. 379-402.
- Santesmases, M. (1986), "An Investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities,", *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol. 13, pp. 267-276.
- Scholes, M. S. (1972), "The market for Securities: Subsitiution Versus Price Pressure and the Effects of Information on share Prices", *Journal of Business*, Vol. 45, pp. 179-211.

- Smirlock, M. and Starks, L. (1986), "Day - of - the - Week and Intraday Effects in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, pp. 197-210.
- Thaler, R. H. (1987), "Seasonal Movements in Security Prices II: Weekend, Holiday, Turn of the Month and Intraday Effects", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 1, pp. 169-177.
- Theoblald, M. and Price, V. (1984), "Seasonality Estimation in Thin markets", *Journal of Finance*, Vol. 39, pp. 377-392.
- Tinic, S., Barone - Adesi, G. and West, R. (1987), "Seasonality in Canadian Stock Prices: A Test of the Tax-Loss-Selling Hypothesis", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, pp. 51-63.
- Van Den Bergh, W. M. and Wessels, R. E. (1985), "Stock Market Seasonality and Taxes: An Examination of the Tax-Loss Selling Hypothesis", *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol. 12, pp. 515-530.
- Wachtel, S. (1942) "Certain Observations in Seasonal Movements in Stock Prices", *Journal of Business*, Vol. 15, pp. 184-193.
- Weber, C. E. (1995), "Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: a new approach", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, pp. 433-445.

نبيل عيسى اللوغاني (دكتوراه الفلسفة في إدارة الأعمال إدارة التمويل والاستثمار والمنشآت المالية) جامعة Godclen Gote سان فرانسيسكو ١٩٨٧، أستاذ مساعد في قسم التمويل والمنشآت المالية، كلية العلوم الإدارية، جامعة الكويت. وله اهتمامات بحثية في مجال الاستثمار، إدارة محافظ الأوراق المالية، إدارة المخاطر المالية، إدارة المنشآت المالية.