اختبار القدرة على التنبؤ بعوائد مؤشر سوق الدار البيضاء المالي من 2007 إلى 2011

redictability test of the returns of Casablanca Stock exchange index Year 2007-2011

عائشة بخالد (*) & عبد الغني دادن (**) & محمد شيخي (***)
كلية العلوم الاقتصادية و العلوم التجارية و علوم التسيير
جامعة قاصدي مرباح، ورقلة –الجزائر

ملخص : تهدف هذه الدراسة إلى اختبار ما إذا كانت سلسلة عائد المؤشر العام لسوق الدار البيضاء مستقلة فيما بينها وتتبع السير العشوائي، حيث قمنا بتقدير مدى انحراف سلسلة مؤشر العائد عن الكفاءة على المستوى الضعيف من خلال اختبار القدرة على التنبؤ بالعوائد على المدى القصير، باقتراح نموذج $ARIMA(1,1,0)\ GARCH(1,1)$ وقد شملت العينة بيانات تاريخية لسعر إغلاق المؤشر العام لسوق الدار البيضاء، خلال الفترة من 2007 إلى 2011، وهي مشاهدات يومية، تبلغ 827 مشاهدة، وقد وجدنا أن النموذج المقترح أفضل من نموذج السير لعشوائي من حيث الجودة التنبؤية، وأن عوائد مؤشر سوق الدار البيضاء المالي قابلة للتنبؤ على المدى القصير، وحركة الأسعار تظهر كنتيجة لصدمة خارجية عابرة ، وبالتالي فالسوق لا يعتبر كفؤا عند المستوى الضعيف.

الكلمات المفتاح : قدرة على التنبؤ بالعوائد، كفاءة عند المستوى الضعيف، اختبار الارتباط الذاتي، سير عشوائي، سوق الدار البيضاء المالي، نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين.

تصنيف JEL : G15

Abstract: The study aims to test whether the return series of Casablanca Stock exchange index are independent of each other and tracking a random walk. We use $ARIMA(1,1,0)\ GARCH(1,1)$ model to estimate the extent of the return series index deviation for efficiency at weak level through the predictability test of the returns in short-term. Our sample consists of about 87 daily historical observations of Casablanca Stock exchange index closing price during the period (2007-2011). We have found that the proposed model is better than the random walk model in terms of predictive quality, and the returns of Casablanca Stock exchange index is predictable in the short-term and the price movements appear as a result of transient exogenous shock, therefore the market is not considered efficient at weak level.

Keywords: Casablanca Stock Exchange, efficiency at weak level, random walk autocorrelation test, autoregressive conditional heteroskedasticity (Arch).

Jel Classification Codes : G15.

I- تمهيد :

يؤدي سوق رأس المال دورا استراتيجيا في النمو الاقتصادي للدول، حيث يسهل تبادل الأموال بين أصحاب العجز متمثلة في المؤسسات الاقتصادية بين أصحاب الفوائض متمثلة في المستثمرين، حيث يُمكن المؤسسات من الحصول على مصدر بديل للأموال بأقل تكلفة من القروض البنكية وأكثر تنويعا بين أدوات الاستثمار المتنوعة، كما يعطي المستثمر مرونة في اختيار تفضيلاته الاستثمارية، وتعتبر درجة كفاءة السوق واحدة من أهم الاعتبارات التي تُراعى قبل اتخاذ قرار الاستثمار.

وبالرغم من الأزمات والتشوهات التي شهدتها الأسواق المالية يظل موضوع كفاءة الأسواق حجر الزاوية والمحور الأساسي في المالية الحديثة، حيث يوافق علماء وخبراء الاقتصاد المالي Jensen 1978 في قوله "ليس هناك اقتراحا أو افتراضا آخر في الاقتصاد أكثر صلابة عملية من نظرية كفاءة أسواق رأس المال"[1]، حيث تتكون هذه النظرية من قاعدة تجريبية صلبة تتألف من عدد لا حصر له من البيانات والدراسات العملية، والتي نظرا لضخامتها تم جمعها في مجلدين يحتويان على عدة دراسات قام بها عمالقة الاقتصاد المالي ومؤسسو نظرية كفاءة السوق المالي.

eMail : (*) : beaicha86@gmail.com & (**) : dadene@gmail.com & (***) : mchikhi00@gmail.com

يعتبر سوق الدار البيضاء المالي من أنشط وأكبر الأسواق المالية المغاربية، حيث يصنف في المرتبة الأولى مغاربيا والمرتبة الثالثة عربيا من حيث القيمة السوقية والتي بلغت من 49,9 مليار دولار*، ويرجع تأسيسه إلى سنة 1929، ولقد شهد السوق جملة من الإصلاحات في العقد الأخير من القرن العشرين استهدفت تحديث الهيكل التنظيمي للسوق المالي وطريقة عمله، ولقد عرف السوق خلال سنة 2006 زيادة مطردة في عدد الشركات المدرجة بإدراج 9 شركة جديدة من بينها: البنك المغربي للتجارة الخارجية.

تسعى الأسواق المالية سواء المتقدمة أو الناشئة لتحقيق الكفاءة، ولقد تميزت الأسواق المتقدمة بالكفاءة المتوسطة، واقتصرت الدراسات التجريبية على مستوى الأسواق الناشئة في اختبار المستوى الضعيف دون المستويين الآخرين، وقد يرجع ذلك لأسباب متعلقة بطبيعة هذه الأسواق مثل: عدم وجود بيانات كافية ومناسبة، البنية التنظيمية الضعيفة لهذه لبعض الأسواق، حداثتها، التشكيك في درجة الإفصاح عن المعلومات التي تصدرها الشركات المدرجة، والتذبذبات الشديدة لدرجة أن بعض الاقتصاديين يرى أن هذه الأسواق مكانا للمضاربة والمقامرة وليس للاستثمار، ولا يعتبر شئ فيها صحيح سوى البيانات حول أسعار الأسهم والمؤشرات، وتركز دراستنا هذه على هذا المستوى.

على ضوء ما سبق، تتبلور معالم إشكالية هذه الدراسة والتي يمكن صياغتها في السؤال المحوري التالي:

هل عوائد مؤشر سوق الدار البيضاء المالي قابلة للتنبؤ على المدى القصير خلال الفترة من 2007 إلى غاية 2011 ؟

سعيا منا للإجابة على إشكالية الدراسة قمنا بتقسيمها إلى: أدبيات الدراسة ثم الدراسات السابقة ثم عرض العينة ومنهجية الدراسة ومتغيراتها فعرض ومناقشة النتائج التجريبية للدراسة، ثم قدمنا خلاصة.

أدبيات الدراسة:

يعد **EUGENE F. FAMA** * 1970 أول من قام ببناء نظرية السوق الكفؤ، فحسبه تكون السوق كفؤة "إذا عكست أسعار الأوراق المالية بشكل كامل وفوري جميع المعلومات المتاحة عنها والمتعلقة بالأحداث الماضية، الجارية، التوقعات المستقبلية، حيث يكون السعر يعكس القيم الاقتصادية التي تستند إليها قيمة السهم"[2].

نلاحظ أن تعريف Fama غامض ويحتاج لبلورة لمفاهيمه، فكلمة **"بشكل كامل"** تعني أنه لا يوجد أي شئ يعرقل تداول الأوراق المالية (بيع وشراء الأوراق المالية) سواء رسوم الوساطة أو الضرائب، فلو وجدت مثل هذه الرسوم فإن الأسعار تعكس المعلومات المهمة لتقييم الأوراق المالية بشكل ناقص، كما تحتاج كلمة **"جميع المعلومات المتاحة"** إلى توضيح، فهل يقصد بها كل المعلومات الداخلية أو فقط المعلنة (المنشورة)، كما أن كلمة **"الأسعار تعكس المعلومات"** تفترض ضمنيا وجود نموذج تسعير محدد للكيفية التي ينبغي أن تدمج بها معلومات حول العائد والمخاطر في أسعار الأوراق المالية، وقد تم اقتراح عدة نماذج منها: نموذج خصم توزيعات الأرباح (نموذج توزيعات الأرباح المخصومة)، نموذج تسعير الأصول المالية...الخ.

ونظرا لهذه النقائص تم انتقاد التعريف الذي قدمه Fama من طرف الكثير من الباحثين، وذلك لعدم إمكانية تطبيق فرضياته في الممارسة العملية، لأن المعلومات غير مجانية، والمعاملات تتطلب دفع ضرائب ورسوم، ولذلك حاول هؤلاء الباحثون تقديم تعريفات أكثر تفصيلا أو بعبارة أخرى تعريفات مفسرة ومكملة لتعريف Fama، فمنهم من ركز في تعريفه على مدى وجود فرص لتحقيق أرباح غير عادية (Jensen 1978)[3]، ومنهم من ركز على مدى اقتراب أسعار الأسهم من القيمة الجوهرية، وبالتالي توفير إشارات تؤدي إلى التخصيص الأمثل للموارد (Beaver 1981)[4]، ومنهم من ركز على تكلفة الحصول على المعلومة وتخليلها (stigle and grossman 1980)[5].

كما يستخدم مصطلح الكفاءة لبلورة العلاقة بين المعلومات وأسعار الأسهم، حيث تعد المعلومات عاملا محوريا في تحديد القيمة الحقيقية للأوراق المالية من أجل الوصول لتحقيق تخصيص الموارد بطريقة صحيحة ومنه تحقيق الكفاءة، وتختلف درجة كفاءة السوق باختلاف نوعية المعلومات التي تنعكس في أسعار الأوراق المالية، فكل مستوى مرتبط بنوع معين من المعلومات، فقد قام Fama سنة 1970 بتقسيم مستويات كفاءة السوق المالي إلى ثلاث مستويات تتمثل[6] في فرض الصيغة ضعيفة القوة وفرض الصيغة متوسطة القوة وفرض الصيغة القوية، حيث يختبر المستوى الضعيف مدى القدرة على استعمال العوائد الماضية للتنبؤ بالعوائد المستقبلية، أما المستوى المتوسط فيختبر مدى انعكاس المعلومات متمثلة في الإعلانات في أسعار الأوراق المالية بسرعة، أما المستوى القوي يختبر مدى قدرة بعض المستثمرين على تحقيق أرباح غير عادية من خلال امتلاكهم معلومات مميزة** دون غيرهم من باقي المستثمرين.

يمكن تقسيم البحوث التجريبية على كفاءة السوق إلى فئتين كبيرتين، الفئة الأولى تتعلق بالتحليل الفني وتهدف أساسا إلى اختبار مدى توفر المعلومات القابلة للاستغلال في أسعار الأوراق المالية الماضية لتحقيق أرباح غير عادية مستقبلية، ويستخدم أساسا على المستوى الضعيف، أما الفئة الثانية فتتعلق بالتحليل الأساسي، الذي يقوم على افتراض أن هناك عوامل أخرى غير الأسعار التاريخية ذات الصلة في تحديد الأسعار في المستقبل مثل أداء المؤسسة المصدرة للأوراق المالية، القطاع الذي تنشط به المؤسسة وظروف الأقتصاد ككل.

❖ **فرض الصيغة الضعيفة**: يقضي فرض الصيغة الضعيفة لكفاءة السوق بأن الأسعار تعكس المعلومات التاريخية أو الماضية عن أسعار الأوراق المالية بالكامل والتي تتعلق بالتغير في أسعار الأوراق المالية وسلوكها، وكذا أحجام التداول الماضية، الأداء المالي السابق للمؤسسات المصدرة، ومعنى ذلك أنه لا يمكن التنبؤ بسعرها اعتمادا على المعلومات المتاحة عنها في الماضي لأن التغيرات السعرية المتتالية مستقلة عن بعضها البعض[7]، وهو ما يعرف بنظرية الحركة العشوائية لأسعار الأسهم، وفي ظل هذه المعلومات لا يستطيع المستثمر المالي تحقيق أرباح غير عادية، تفوق متوسط معدل عائد السوق أو تفوق معدل العائد على السهم والذي يغطي كافة المخاطر المصاحبة له، لأن كل المعلومات المتاحة قد انعكست في أسعار الأوراق المالية وأصبحت معروفة لدى كل المتعاملين في السوق، وبالتالي لا جدوى من استخدام التحليل الفني، ولكن يمكن استعمال التحليل الأساسي لتحقيق أرباح غير عادية.

لاختبار الكفاءة من المستوى الضعيف يكفي أن نثبت أن المستثمر يمكنه الاستفادة من توقع الأسعار في المستقبل باستخدام تسلسل أو تتابع الأسعار الماضية، حيث يتحقق ذلك عندما يكون مستوى الارتباط الذاتي في التسلسل لا يذكر وهذا ما يطابق فرضية السير العشوائي.

على ضوء ما سبق يمكن تقديم افتراض عشوائية السوق كمايلي[8]:

$$R_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$$

حيث:

R_{it}: العائد المتوقع على السهم i خلال الفترة t.

μ_i: الحد الثابت.

ε_{it}: متغير عشوائي بمتوسط صفر، وتباين ثابت ومعامل ارتباط صفر لتحويل إبطاء أو تأخير K أكبر أو يساوي 1.

وبالتالي:

$$E(R_{it}|\mu_i) = \mu$$

وهذا يعني أن أفضل تنبؤ لمعدل العائد على السهم i للفترة المستقبلية هو متوسط معدل العائد الماضي في نفس الفترة.

توجد ثلاث مداخل لاختبار فرض الصيغة الضعيفة تتمثل فيمايلي:

1. اختبار استقلال التغيرات المتتالية في أسعار الأسهم (اختبار سلاسل الارتباط)؛
2. اختبار مدى فعالية استخدام أساليب التحليل الفني (الشموع) للحصول على أرباح أعلى من الأرباح التي تحققها إستراتيجية التنويع الساذج (اختبار قواعد التصفية)؛
3. اختبار الأنماط الطارئة.

وسنركز في دراستنا على المدخل الأول.

1. اختبار استقلال التغيرات المتتالية في أسعار الأسهم (اختبار سلاسل الارتباط):

يعتمد اختبار سلاسل الارتباط على دراسة معامل الارتباط بين التغير في سعر سهم ما خلال فترة زمنية معينة للتحقق من وجود دلالة إحصائية ذات معنوية لمعامل الارتباط بين التغيرات السعرية المتتالية، حيث تكون الصيغة الضعيفة للكفاءة محققة إذا وفقط كان معامل الارتباط الخطي*** بين التغيرات في سلسلة الأسعار معدوما، بمعنى أن الأسعار تسلك حركة عشوائية في مسارها، فإذا كشفت النتائج عن وجود نمط للتغير في الأسعار فإن هذا يعد بمثابة حكم على رفض الحركة العشوائية للأسعار، وتجدر الإشارة أن هذا الاختبار يرتكز على المدى القصير دون الطويل، حيث أن المستثمرون يهتمون بالمدى القصير (يوم، أسبوع، شهر) للتنبؤ بالأسعار المستقبلية من أجل تحقيق أرباح غير عادية، بالإضافة إلى أن هناك 25% إلى 40% من تغيرات العوائد على المدى الطويل يمكن التنبؤ بها بالاعتماد على سلسلة العوائد التاريخية، وإذا سلمنا بذلك فإن نموذج الحركة العشوائية يصبح غير ذي جدوى لاختفاء أثره على المدى الطويل، وبالتالي يصبح تحليل المستثمرون للمعلومات إجراء غير رشيد.

ولقد تم اختبار استقلالية التغيرات في أسعار الأسهم من قبل kindle في 1953 في مؤشر لندن خلال الفترة بين 1928-1938، Fama 1965 في الولايات المتحدة الأمريكية وقد أظهرت النتائج أن العوائد في اليوم t كان لها ارتباط مع العوائد في اليوم $(t-1)$ ، $(t-2)$ ولغاية اليوم $(t-10)$ وكانت معاملات الارتباط بين التغيرات المتتالية موجبة ولكنها ضعيف جدا وتقترب كثيرا من الصفر أن معاملات الارتباط بين التغيرات المتتالية منخفضة جدا، وليست مستقرة بالقدر الذي يتيح للمستثمر تحقيق أرباح غير عادية في الوقت المناسب[9].

كما قام Solnik 1973 بتطبيق منهجية Fama 1965 على السوق الأوروبية، حيث قام بحساب التغيرات اليومية، الأسبوعية، النصف شهرية، الشهرية لكل سهم وبسبب ضيق الأسواق الأوروبية وأوجه القصور فيها الخاصة بنشر المعلومات، أظهرت النتائج اختلافات كبيرة بين الولايات المتحدة وأوروبا، حيث وجدت انحرافات كبيرة في كفاءة الأسواق الأوروبية أكثر من السوق الأمريكية، ومع ذلك وجد Solnik أن معاملات الارتباط اليومية مهمة للمستثمر لتحقيق ربح نظرا لتكاليف المعاملات الباهظة التي من شأنها أن تدعم إستراتيجية الاستثمار[10].

II- الدراسات السابقة:

يمكننا عرض خمسة دراسات سابقة كمايلي:

- **Asma Mobarek(2000), Weak-form market efficiency of an emerging Market: Evidence from Dhaka Stock Market of Bangladesh[11]**

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار كفاءة سوق دكا للأوراق المالية عند المستوى الضعيف، وباستخدام مؤشرات الأسعار اليومية لجميع الأوراق المالية المدرجة في السوق الفترة من عام 1988 إلى عام 1997 وتطبيق أربع أساليب إحصائية مختلفة هي : نموذج ARIMA، نموذج الارتباط الذاتي، نموذج الانحدار الذاتي، توصلت الدراسة إلى أن سوق دكا للأوراق المالية لا تتبع نموذج السير العشوائي حيث أن هناك ارتباطات بين عوائد الأوراق المالية، وقد اقترحت الدراسة مجموعة من التوصيات التي تهم المستثمرين وإدارة السوق فيما يخص السياسة العامة.

- **Dilip K. Patro, Yangru Wu (2004), Predictability of short-horizon returns in international equity markets[12]**

تهدف هذه الدراسة إلى التنبؤ على المدى القصير لعوائد مؤشرات الأسهم لأسواق 18 دولة متقدمة، خلال الفترة من 1979 إلى1998، حيث استخدمت لاختبار ذلك نسبة التباين (Variance ratio)، وقد تم رفض فرضية السير العشوائي عند مستويات الدلالة التقليدية لـ11 دولة مع بيانات يومية، و15 دولة مع بيانات أسبوعية، أظهرت النتائج أنه هناك قدرة على التنبؤ بعوائد الأسهم في الافق اليومي والاسبوعي.

- **حمد بن عبد الله الغنام(2005)، تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية بوكس جينيكز:**

تهدف هذه الدراسة إلى التعرف على نمط تغير مؤشر أسعار الأسهم العام في المملكة العربية السعودية خلال الفترة من 1985 إلى 2002، من أجل بناء نموذج يساعد على التنبؤ بقيم المؤشر في الأجل القصير، وقد تم تطبيق عدة أساليب إحصائية منها: اختبار Dickey-Fuller augmented وكذا معاملات دالة الارتباط الذاتي، وقد خلصت الدراسة إلى أن أفضل نموذج ينطبق على بيانات المؤشر العام لأسعار الأسهم هو نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى، كما بينت الدراسة أن مؤشر أسعار الأسهم العام يتأثر بدرجة كبيرة بقيمة المؤشر في الفترة السابقة بدون أية تأثيرات موسمية، فالسوق لا يتمتع بالكفاءة على أساس المؤشر المرجح بالقيمة السوقية وعلى أساس المؤشر المبني على الأسهم المتاحة للتداول. وتبين أيضا أن المؤشر المرجح بالقيمة السوقية لا يعد مرآة صادقة للسوق وهو ما تبين من خلال نتائج ارتباط المؤشر مع المؤشرات القطاعية .

- **Mohammad Al-Shiab (2006), The Predictability of the Amman Stock Exchange using the Univariate Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) Model[13]**

تهدف هذه الدراسة إلى بناء نموذج للتنبؤ بالعوائد اليومية لمؤشر سوق عمان المالي على المدى القصير خلال الفترة من 2004/01/04 إلى 2004/08/11 وهو تنبؤ خارج العينة لمدة 7 أيام، حيث وجدت الدراسة أن أفضل نموذج للتنبؤ هو ARIMA، وأن سوق عمان المالي كفؤ عند المستوى الضعيف.

- **فاروق رفيق التهتموني(2009)، فرضية السير العشوائي لبورصة عمان للأوراق المالية (دراسة مقارنة بين أنواع مؤشرات السوق من 2003- 2007)[14]:**

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار فرضية السير العشوائي لبورصة عمان من خلال التطبيق على نوعين من المؤشرات في السوق، وهما المؤشر المرجح بالقيمة السوقية والمؤشر المبني على الأسهم المتاحة للتداول وذلك من سنة

2007-2003، وقد خلصت الدراسة إلى أن السوق لا يتمتع بالكفاءة عند المستوى الضعيف على أساس المؤشر المرجح بالقيمة السوقية وعلى أساس المؤشر المبني على الأسهم المتاحة للتداول.

- **مروان جمعة درويش(2011) ، اختبار كفاءة سوق فلسطين للأوراق المالية عند المستوى الضعيف خلال الفترة 2006-2008:**[15]

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار كفاءة سوق فلسطين للأوراق المالية عند المستوى الضعيف، وباستخدام العوائد اليومية لمؤشر القدس خلال الفترة 1997-2008، وخمس مؤشرات قطاعية مدرجة في السوق خلال الفترة 2006-2008، وتطبيق أربع أساليب إحصائية مختلفة هي : الارتباط المتسلسل، والتكرارات، وجذر الوحدة، ونسبة التباين، وقد توصلت الدراسة إلى أن سوق فلسطين للأوراق المالية غير كفؤ عند المستوى الضعيف نتيجة الخصائص المتعلقة به كضعف السيولة والتداول.

- **Mirah Putu Nikita, Subiakto Soekarno(2012), Testing on Weak Form Market Efficiency:The Evidence from Indonesia Stock Market Year 2008-2011**[16]

حاولت هذه الدراسة اختبار الكفاءة عند المستوى الضعيف بسوق اندونيسيا للأوراق المالية من 1 جانفي 2008 إلى 31 ديسمبر 2011 حيث تم استعمال سعر الإغلاق للمؤشرين IHSG و LQ45 وقد استخدمت الدراسة اختبار الارتباط الذاتي واختبار التكرارت وتحليل الانحدار، وقد توصلت الدراسة إلى أن سوق اندونيسيا المالي ليس كفؤ على المستوى الضعيف خلال فترة الدراسة، فقامت ببناء نموذج للتنبؤ، وقد أشارت الدراسة في نتائجها إلى عدم قدرة المستثمر على استخدام عائد عادل للمخاطر، وأن قواعد التداول الفني لا تزال هي القواعد المناسبة لتحقيق عائد إضافي أو غير عادي، كما أشارت إلى ضعف قوة العوائد الماضية لتفسير العوائد الحالية.

III- منهجية الدراسة:

1. عينة وأدوات ومتغيرات الدراسة:

تتكون بيانات السلسلة الزمنية المستخدمة في هذه الدراسة من سلسلة الأسعار اليومية (سعر الإغلاق) للمؤشر العام لسوق الدار البيضاء المالي MASI وهو مؤشر يضم جميع الشركات المدرجة في صيغة أسهم، حيث تتكون السلسلة من 827 مشاهدة يومية، ممتدة من 2007/05/23 إلى 2011/08/09، ولقد تم الحصول على جميع البيانات من الموقع الالكتروني الرسمي لسوق الدار البيضاء http://www.casablanca-bourse.com، ولقد تم حساب العوائد اليومية من خلال اللوغاريتم الطبيعي للمؤشر بواسطة المعادلة التالية:

$$R_t = Ln = \left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)$$

حيث:

$\mathbf{R_t}$: عوائد المؤشر في اليوم t.

$\mathbf{p_t}$: سعر الإغلاق اليومي للمؤشر خلال الفترة الحالية t.

$\mathbf{p_{t-1}}$: سعر الإغلاق اليومي للمؤشر خلال الفترة السابقة $t-1$.

Ln : اللوغاريتم الطبيعي.

لاختبار اشكالية الدراسة تم استخدام الاختبارات التالية:

- اختبار الارتباط الذاتي؛
- احتبارات الجذر الوحدوي مقتصرين على اختبار Dickey et Fuller؛
- اختبار استقلالية المشاهدات مقتصرين على اختبار BDS؛
- ونموذج الانحدار الذاتي؛
- نموذج $ARIMA(1,1,0)$ مع الخطأ $GARCH(1,1)$.

- **وصف متغيرات الدراسة:**

	المتغير	الرمز
•	سعر إغلاق مؤشر سوق الدار البيضاء المالي	**M**
•	لوغاريتم مؤشر سوق الدار البيضاء المالي	**LogM**
•	مردودية مؤشر سوق الدار البيضاء المالي	$\mathbf{M_d}$

IV- مناقشة النتائج:

1. تطور سلسلة مؤشر سوق الدار البيضاء M خلال الفترة من 2007/05/23 إلى 2011/08/09

نلاحظ من **الشكل رقم 01** أن تطور مؤشر سوق الدار البيضاء في ارتفاع متزايد إلى غاية النصف الثاني من سنة 2008، حيث سجل المؤشر العام انخفاض رهيب سنة 2008، نتيجة تأثيرات الأزمة المالية العالمية، حيث عرف 62 سهما من أصل 77 انخفاضا خلال نفس السنة، تكبدت فيه أسهم الشركات العقارية المدرجة بالبورصة أقوى هذه الانخفاضات، حيث هوت قيمة سهم «أليانس للتطوير العقاري» بحوالي 33 % ثم سهم «الضحى» الذي اندحر بنسبة 25 % واستقر في 158 درهما، أما باقي الأسهم التي عرفت انخفاضات كبيرة فنجد سهم «دلتا هولدينغ» بحوالي 25 % ثم سهم «مناجم» بنسبة 24 % رغم أن كل هذه الشركات أعلنت عن نتائج جيدة خلال النصف الأول من سنة 2008، ثم يرجع ليرتفع مرة أخرى إلى غاية 2011.

من الناحية القياسية نلاحظ أن سلسلة مؤشر سوق الدار البيضاء المالي غير مستقرة**** وذلك لاحتوائها على مركبة الاتجاه العام، حيث نلاحظ أن السلسلة لا تتمحور حول محور الفواصل بل لها علاقة بالزمن، ولإرجاع السلسلة مستقرة نقوم بإجراء الفروقات من الدرجة الأولى.

2. تطور سلسلة مردودية مؤشر سوق الدار البيضاء (M_d /DLOGM) خلال الفترة من 2007/05/23 إلى 2011/08/09

ما نلاحظه مبدئيا على سلسلة الفروقات من الدرجة الأولى للمؤشر العام لسوق الدار البيضاء (**الشكل رقم 02**) أنها مستقرة من حيث الاتجاه العام، فهي تتذبذب حول محور الفواصل وتدور حول الصفر لكن تباينها غير ثابت أي ليس تشويش أبيض، وسنتأكد من ذلك باختبار مجموعة من الإحصائيات.

3. اختبار الإحصاء الوصفي والتوزيع الطبيعي لسلسلة مردودية المؤشر العام لسوق الدار البيضاء M_d

سنقوم باختبار ما إذا كانت السلسلة M_d تحمل خصائص التوزيع الطبيعي، ولأجل القيام بذلك نستعين بالاختبارات التالية: Skewness, Kurtosis, Jarque-Berra وفق الفرضيتين التاليتين:

- H_0 : سلسلة مردودية المؤشر العام لسوق الدار البيضاء خلال فترة الدراسة تتميز بتوزيع طبيعي عند مستوى معنوية 5%.
- H_1 : سلسلة مردودية المؤشر العام لسوق الدار البيضاء خلال فترة الدراسة تتميز بتوزيع غير طبيعي عند مستوى معنوية 5%.

تبين نتائج الإحصاء الوصفي **(الشكل رقم 03)** أن عائد المؤشر العام لسوق الدار البيضاء لا يتوزع توزيع طبيعي لأن المتوسط والوسيط لا وجود لهما في نفس النقطة، كما نلاحظ أن إحصائية Jarque-Berra تساوي 164155.9 وهي أكبر تماما من القيمة المجدولة لتوزيع $x^2_{0,05}(2) = 5.99$ ، كما أن قيمة Kurtosis أكبر تماما من 3، أي أن التوزيع الطبيعي متسطح (نرفض فرضية التسطح) ويقع ضمن توزيع leptokurtic، إضافة إلى ذلك نلاحظ أن قيمة Skewness والتي تختلف عن الصفر تأخذ قيمة سالبة في حالتنا بمعنى أن التوزيع غير متماثل وملتو نحو اليسار، وهي بذلك تشير إلى عدم تناظر التوزيع (نرفض فرضية التناظر أو التماثل) مما يعطي إشارة إلى وجود بنية غير خطية في سلسلة مردودية المؤشر العام لسوق الدار البيضاء M_d، مثل وجود تأثير ARCH بسبب عدم تجانس التباين الشرطي للأخطاء، أو قد يدل على وجود بنية مشوشة بمعنى رفض فرضية تجانس التباين.

القرار: نرفض الفرضية H_0 أي أن سلسلة مردودية المؤشر العام لسوق الدار البيضاء خلال فترة الدراسة تتميز بتوزيع غير طبيعي عند مستوى معنوية 5%.

ومع ذلك، لا يمكن الحكم بناءا على الإحصاء الوصفي فقط، بل من الضروري القيام باختبارات أخرى لدراسة مدى القدرة على التنبؤ بعوائد مؤشر سوق الدار البيضاء.

4. اختبار الارتباط الذاتي لسلسة مردودية مؤشر سوق الدار البيضاء المالي

يدخل هذا الاختبار ضمن مجموعة الاختبارات الخاصة باستقرارية السلسلة الزمنية لعوائد المؤشر، وهو اختبار معلمي يستخدم لتحديد العلاقة بين عوائد الأسهم في الفترة الحالية وقيمتها في الفترة السابقة، ويهدف إلى تحديد مدى استقلالية عوائد الأسهم عن بعضها البعض[17] من خلال اختبار مدى اختلاف معامل الارتباط المتسلسل إحصائيا عن الصفر، فإذا كانت عوائد الأسهم مرتبطة ذاتياً (معامل الارتباط يختلف عن الصفر) فإنه يتم رفض فرضية المستوى الضعيف من الكفاءة.

ويتم الاختبار وفق الفرضيتين التاليتين:

- H_0: جميع معاملات الارتباط الذاتي لسلسة مردودية مؤشر سوق الدار البيضاء المالي تساوي الصفر $(H_0: P_k = 0)$.
- H_1: جميع معاملات الارتباط الذاتي لسلسة مردودية مؤشر سوق الدار البيضاء المالي لا تساوي الصفر $(H_0: P_k \neq 0)$.

نلاحظ من خلال (**الشكل رقم 04**) أن معظم معاملات الارتباط الذاتي البسيط للسلسلة M_d تقع داخل مجال الثقة، $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{T}}, \frac{+1.96}{\sqrt{T}}\right]$، حيث $T = 827$ أي أنها تنعدم معنويا، بمعنى تساوي معنويا الصفر عند مستوى معنوية 5٪، ويمكن التأكد من ذلك من خلال احتمال معظم معاملات العمود الأخير (prob) والذي فاق 5%.

القرار: نقبل الفرضية H_0 فرضية انعدام معاملات الارتباط الذاتي، ونرفض فرضية عدم انعدام معاملات الارتباط الذاتي H_1، وبالتالي فالسلسلة M_d مستقرة.

5. اختبارات الجذر الوحدوي لسلسلة مردودية مؤشر بورصة سوق الدار البيضاء المالي: توجد عدة اختبارات للكشف عن وجود اتجاه عام في السلسلة، أهمها اختبارات الجذر الوحدوي وأهمها: اختبار Dickey et Fuller، اختبار Phillips and Perron، اختبار KPSS، وسنقتصر في دراستنا على اختبار واحد وهو اختبار Dickey et Fuller[18].

- **اختبار الجذر الوحدوي أو ديكي فولر Dickey et Fuller(DF)**

يسمح هذا الاختبار لمعرفة ما إذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة أو لا عن طريق تحديد مركبة الاتجاه العام إن كانت تحديدية أو عشوائية، يتم الاختبار وفق الفرضيتين:

- H_0: سلسلة مردودية المؤشر العام لسوق الدار البيضاء خلال فترة الدراسة تحتوي على جذر وحدوي.
- H_1: سلسلة مردودية المؤشر العام لسوق الدار البيضاء خلال فترة الدراسة لا تحتوي على جذر وحدوي (ساكنة).

نلاحظ من خلال (**الشكل رقم 05**) أن القيمة الإحصائية لـ Dickey et Fuller تساوي (-23.80408) وهي أكبر بكثير من القيمة الحرجة لإحصائية MacKinnon عند مستوى معنوية 5% بالقيمة المطلقة والتي تساوي (-2.8648) أي $|-2.8654| < |-23.80408|$ وكذلك عند 10% و 1%.

القرار: نرفض الفرضية H_0 أي أن سلسلة مردودية المؤشر العام لسوق الدار البيضاء خلال فترة الدراسة لا تحتوي على جذر وحدوي، ومنه فالسلسلة M_d لا تسير سيرا عشوائيا، وبالتالي فالسوق غير كفؤ عند المستوى الضعيف.

6. اختبار استقلالية المشاهدات للمردودية: يتم اختبار استقلالية المشاهدات من خلال اختبار BDS، هو اختبار غير معلمي اقترح عام 1987 من طرف Brock, Dechert and Scheinkman، ويعتبر أكثر قوة في العينات الكبيرة، حيث يختبر الفرضية القائلة بأن السلسلة الزمنية مستقلة ومتماثلة التوزيع -IID- (*independently and identically distributed*) ضد فرضية الارتباط الخطي أو غير الخطي[19].

يتم الاختبار وفق الفرضيتين:

- H_0: مشاهدات سلسلة مردودية المؤشر العام لسوق الدار البيضاء خلال فترة الدراسة تتميز بـــIID (استقلالية المشاهدات).
- H_1: مشاهدات سلسلة مردودية المؤشر العام لسوق الدار البيضاء لا تتميز بـــ IID (ترتبط خطيا فيما بينها).

من خلال (**الشكل رقم 06**) نلاحظ أن إحصائية BDS أكبر تماما من القيمة المجدولة للتوزيع الطبيعي 1.96 (عند مستوى معنوية 5%)، وأيضا 2.58 (عند مستوى معنوية 1%)، مهما يكن البعد من 2-10.

القرار: نرفض الفرضية H_0 وهي فرضية استقلالية المشاهدات ونقبل الفرضية H_1 أي أن المشاهدات ترتبط ارتباط غير خطي.

من خلال نتائج الاختبارات السابقة نستنتج أن سوق الدار البيضاء المالي غير كفؤ عند المستوى الضعيف، ويشير ذلك إلى أن المستثمر لا يمكنه تحقيق عوائد عادلة مقابل استراتيجية مخاطر محددة، وأن قواعد التداول الفني هي المناسبة لتحقيق أرباح غير عادية، وبالتالي فسعر سوق الدار البيضاء المالي قابل للتنبؤ على المدى القصير، وبالتالي نرفض فرضية السير العشوائي، بمعنى أخر حركة الأسعار في هذا السوق ما هي إلا نتيجة لصدمات خارجية عابرة، أي أن المتعاملين في السوق يمكنهم التنبؤ بمردوديتهم في أفق قصير المدى.

للتنبؤ بعوائد سوق الدار البيضاء المالي، لا بد من اختيار نموذج تنبؤ قصير المدى وتقديره، وهو ما سنتطرق له في النقطة الموالية.

7. تقدير النموذج الملائم للتنبؤ بعوائد مؤشر سوق الدار البيضاء على المستوى القصير

من خلال التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي لسلسة مردودية مؤشر سوق الدار البيضاء المالي (**الشكل رقم 04**) نلاحظ أن جميع معاملات دالة الارتباط الذاتي البسيط تساوي معنويا الصفر عند مستوى 5% ماعدا معامل الارتباط الذاتي عند الفجوة ($K = 1$)، والذي يختلف معنويا عن الصفر ومن خلال ذلك يمكننا تحديد درجة نموذج المتوسط المتحرك ($q = 1$)، ومن جهة أخرى نلاحظ أن جميع معاملات الارتباط الجزئي تساوي معنويا الصفر عند مستوى 5% ماعدا معامل الارتباط الذاتي عند الفجوة ($K = 1$)، والذي يختلف معنويا عن الصفر ومن خلال ذلك يمكننا تحديد درجة نموذج الانحذار الذاتي ($p = 1$)، بمعنى أخر:

$$\forall k > 1 \cdot \rho(k) = 0$$
$$\forall k > 1 \cdot r(k) = 0$$

وبالتالي فسلسلة مردودية مؤشر سوق الدار البيضاء المالي تخضع إما لنموذج المتوسط المتحرك من الدرجة الأولى$MA(1)$، أو نموذج الانحذار الذاتي من الدرجة الأولى $AR(1)$.

- **تقدير النموذجين المقترحين والمفاضلة بينهما:**

نقوم بتقدير النموذجين بطريقة Gauss- Newton، ثم نفاضل بينهما باستخدام المعايير *Akaike*، *Schwarz*، *Hanane-Quinn*.

نلاحظ من خلال (**الشكل رقم07**) أن معامل نموذج $AR(1)$ له معنوية احصائية عند مستوى دلالة 5% باعتبار أن إحصائية Student والتي تساوي 5.5746 أكبر تماما من القيمة المجدولة للتوزيع الطبيعي 1.96 وهذا ما نلاحظه أيضا من خلال نسبة الاحتمال والتي تساوي 0.00000003 فهي أقل من 5 % ، وبالتالي نرفض فرضية العدم H_0 ونقبل الفرضية البديلة H_1 بمعنى أن معامل $AR(1)$ يختلف معنويا عن الصفر، بالإضافة إلى القدرة التفسيرية العالية والتي تظهر من خلال معامل التحديد الذي يساوي 99% .

كما نلاحظ أن هناك استقلالية تامة بين الأخطاء، وهذا ما تظهره إحصائية Durbin-Watson والتي تساوي 2.021، أي أن معامل الارتباط الذاتي بين الأخطاء يعتبر معنويا معدوما.

كما نلاحظ من خلال (**الشكل رقم08**) أن معامل نموذج $MA(1)$ له معنوية احصائية عند مستوى دلالة 5% باعتبار أن إحصائية Student والتي تساوي 4.8507 أكبر تماما من القيمة المجدولة للتوزيع الطبيعي 1.96 وهذا ما تؤكده نسبة الاحتمال والتي تساوي 0.00000147 فهي أقل من 5 % ، وبالتالي نرفض فرضية العدم، ونقبل الفرضية البديلة بمعنى أن معامل $AR(1)$ يختلف معنويا عن الصفر، بالاضافة الى القدرة التفسيرية العالية والتي تظهر من خلال معامل التحديد الذي يساوي 99% .

المفاضلة بين النموذجين: تتم المفاضلة بين النموذجين المقترحين باستخدام *Akaike*، *Schwarz*، *Hanane-Quinn*، والذي يبينه الجدول الموالي:

معايير المفاضلة	$MA(1)$	$AR(1)$
Akaike	(6.145-)	(6.149-)
Schwarz	(6.139-)	(6.143-)
Hanane-Quinn	(6.143-)	(6.146-)

نلاحظ أن نموذج $AR(1)$ أصغر من نموذج $MA(1)$ من حيث المعايير المذكورة، وبالتالي يتم اختيار نموذج $AR(1)$.

8. تقدير نموذج الانحدار الذاتي $AR(1)$: يتم اختبار النموذج المختار وفق المراحل التالية:

1.8. اختبار سلسلة البواقي:

أ. **اختبار استقرارية البواقي (استقلالية الأخطاء)**: نقوم بدراسة مدى استقرارية البواقي للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء[20]، بمعنى أخر نختبر ما إذا كانت الأخطاء العشوائية تخضع لسيرورة التشويش الأبيض.

ويتم الاختبار وفق الفرضيتين التاليتين:

H_0: جميع معاملات الارتباط الذاتي لسلسة البواقي تساوي الصفر ($H_0: P_k = 0$).

H_1: جميع معاملات الارتباط الذاتي لسلسة البواقي لا تساوي الصفر ($H_0: P_k \neq 0$).

نلاحظ من خلال **(الشكل رقم 09)** أن سلسلة البواقي مستقرة، حيث أن معاملات الارتباط الذاتي للبواقي تساوي معنويا الصفر، أي تقع كلها داخل مجال الثقة $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{T}}, \frac{+1.96}{\sqrt{T}}\right]$، وهذا ما تؤكده احصائية durbin-watson **في (الشكل رقم 07)** والتي تشير إلى استقلالية البواقي، إضافة إلى إحصائية Breusch-Godfrey والتي تساوي 2.7309، فهي أقل تماما من القيمة الجدولة لتوزيع $x^2_{0.05}(2) = 5.99$ أي أن معامل الارتباط الذاتي للأخطاء يساوي معنويا الصفر، وبالتالي نقبل الفرضية H_0 جميع معاملات الارتباط الذاتي لسلسة البواقي تساوي الصفر.

ب. **اختبار التوزيع الطبيعي لسلسة البواقي:** نلاحظ من خلال**(الشكل رقم 10)** أن سلسلة البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي باعتبار أن إحصائية Jarque-Berra تساوي 199883.6 فهي أكبر تماما من القيمة المجدولة لتوزيع $x^2_{0.05}(2) = 5.99$ ، كما نلاحظ أن قيمة Kurtosis أكبر تماما من 3، أي أن التوزيع الطبيعي متسطح (نرفض فرضية التسطح)، إضافة إلى ذلك نلاحظ أن قيمة Skewness والتي تختلف عن الصفر تأخذ قيمة سالبة بمعنى أن التوزيع غير متماثل وملتو نحو اليسار، وهي بذلك تشير إلى عدم تناظر التوزيع، وهذا يشير إلى أن الأخطاء العشوائية قد تكون ذات تباين شرطي غير متجانس، وهذا ما نلاحظه من خلال إحصائية ARCH-LM والتي تساوي 21.9813 (**الشكل رقم 07**) فهي أكبر تماما من القيمة المجدولة لتوزيع $x^1_{0.05}(1) = 3.84$ ، وبالتالي لا بد من إعادة النمذجة للأخذ بعين الاعتبار التغيرات في التباين الشرطي للأخطاء، لأن السلاسل المالية تتميز بتقلبات مرتبطة بالزمن وبتباين شرطي غير متجانس، حيث تعبر هذه التقلبات عن المخطر في السوق.

ج. المقارنة بين لوغاريتم مؤشر البورصة الحقيقي والتقديري

نلاحظ من خلال (**الشكل رقم 11**) أن سلسلة لوغاريتم مؤشر سوق الدار البيضاء المالي تنطبق على السلسلة المقدرة للوغاريتم المؤشر،وهذا ما يؤكده معامل التحديد والذي يعبر عن مقياس التصحيح أو القدرة التفسيرية والذي بلغ 99%.

9. اقتراح نموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين للأخطاء: قمنا بتقدير نموذج $ARIMA(1,1,0)$ مع الخطأ $GARCH(1,1)$ وذلك باختبار التوزيع من نوع توزيع الخطأ المعمم GED(generalized error distribution)، واستخدمنا في ذلك خوارزمية BHHH، والنتائج موضحة في **(الشكل رقم 12).**

حيث نلاحظ أن كل المعاملات مقبولة إحصائيا، أي تختلف معنويا عن الصفر عند مستوى معنوية 5%، حيث أن إحصائية Student أكبر تماما من القيمة المجدولة للتوزيع الطبيعي 1.96 وهذا ما تؤكده نسب الاحتمال التي تعتبر معدومة فهي أقل تماما من 5% ، كما أن معلم GED يختلف أيضا معنويا عن الصفر لأن إحصائية Student والتي تساوي 22.979 أكبر تماما من القيمة المجدولة للتوزيع الطبيعي 1.96.

كما نلاحظ أن للنموذج قدرة تفسيرية متوسطة، حيث بلغ معامل التحديد 32%، ومن جهة أخرى نلاحظ أن المعاملين المقدرين في $GARCH(1,1) \leftarrow \hat{\alpha} + \hat{\beta} = 0.463312 + 0.345941$ أقل من 1، وهذا يدل على استقرارية النموذج، حيث أن المعاملين المقدرين موجبان وأكبر من 0.5.

تجدر الإشارة إلى أن بواقي التقدير والمبينة في **(الشكل رقم 13)** مستقرة لأن معاملات الارتباط الذاتي لسلسة البواقي والمبينة في (**الشكل رقم 14**) تقع كلها داخل مجال الثقة $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{T}}, \frac{+1.96}{\sqrt{T}}\right]$ فهي تساوي معنويا الصفر، وهذا ما تؤكده احصائية durbin-watson والتي تساوي 1.927 في (**الشكل رقم 12**)، وهي بذلك تشير إلى عدم معنوية معامل الارتباط الذاتي بين الأخطاء، أي أن هناك دليل على استقلالية بواقي التقدير، كما نلاحظ من نفس الشكل أن فرضية تجانس التباين الشرطي لأخطاء النموذج $ARIMA(1,1,0)GARCH(1,1)$ محققة لأن احصائية ARCH-LM والتي تساوي 0.10328 (**الشكل رقم 12**)، فهي أقل تماما من القيمة المجدولة لتوزيع $x^2_{0.05}(1) = 3.84$ وهذا ما تؤكده نسبة الاحتمال والتي تساوي 0.7479، وهي أكبر تماما من 5% ، وللتأكد من ذلك قمنا بالتمثيل البياني لسلسلة

مربعات البواقي المبينة في **(الشكل رقم 15)**، حيث نلاحظ أن معاملات الارتباط الذاتي تقع معظمها داخل مجال الثقة $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{T}}, \frac{+1.96}{\sqrt{T}}\right]$ أي تساوي معنويا الصفرعند مستوى معنوية 5%، وهذا دليل على استقرارية مربعات البواقي وبالتالي فرضية تجانس التباين الشرطي للأخطاء محققة، إلا أن فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي غير محققة **(الشكل رقم 16)** لأن إحصائية Jarque-Berra تساوي 10098.16 وهي أكبر تماما من القيمة المجدولة لتوزيع $x^2_{0.05}(2)$، وهذا منطقي إذا أخذنا بعين الاعتبار خطأ $GARCH$ بتوزيع غير طبيعي وليكن GED مثلا.

10. التنبؤ بعوائد مؤشر سوق الدار البيضاء المالي:

لاختبار كفاءة السوق على المستوى الضعيف قمنا بحساب التنبؤ على المدى القصير خارج العينة، حيث قدرنا الخطأ المعياري للتنبؤ باستخدام $ARIMA(1,1,0)GARCH(1,1)$ ففي هذه الحالة يتم مقارنة التنبؤ باستخدام النموذج المقترح بالتنبؤ باستخدام النموذج السير العشوائي، حيث نلاحظ أن الأخطاء المعيارية للتنبؤ في **(الشكل رقم 17)** في النموذج المقترح تعتبر أصغر تماما من الأخطاء المعيارية لنموذج السير العشوائي، وهذا ما يشير إلى الجودة التنبؤية لنموذجنا بالمقارنة مع نموذج السير العشوائي، بمعنى أخر أن سوق الدار البيضاء يعتبر غير كفؤ عند المستوى الضعيف، وحركة الأسعار تظهر كنتيجة لصدمة خارجية عابرة ومؤشر السوق يعتبر قابل للتنبؤ على المدى القصير، وهذا ما تؤكده الاختبارات الإحصائية المبينة سابقا.

V - خلاصة:

هدفت هذه الدراسة إلى اختبار القدرة على التنبؤ بعوائد مؤشر سوق الدار البيضاء المالي خلال الفترة من 2007 إلى 2011، حيث اختبرت بداية الكفاءة على المستوى الضعيف، ووجدت النتائج أن سلسلة عائد مؤشر سوق الدار البيضاء لا تتوزع توزيعا طبيعيا، وأن هناك ارتباط ذاتي بين مشاهداتها، وبالتالي رفض فرضية السير العشوائي فالسوق غير كفؤ عند المستوى الضعيف، وهناك امكانية للتنؤ بعوائد مؤشر السوق على الأفق القصير.

تم تقدير نموذجين للتنبؤ، واخترنا أفضلهما من حيث الجودة التنبؤية، وهو نموذج $ARIMA(1,1,0)GARCH(1,1)$.

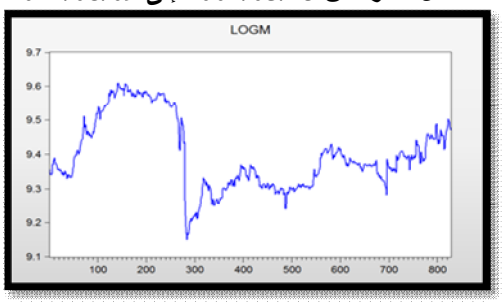
إن هذه النتائج مطابقة لنتائج بعض الدراسات المتعلقة بالأسواق الناشئة مثل دراسة: Mirah Putu Nikita, Subiakto Soekarno(2012) على سوق اندونيسيا، مروان جمعة درويش(2011) على سوق فلسطين، فاروق رفيق التهتموني(2009) على سوق عمان، Asma Mobarek(2000), على سوق دكا بنغلاديش، وتتعارض مع نتيجة Mohammad Al-Shiab (2006) على سوق عمان.

إن التطابق الكبير مع نتائج الدراسات السابقة المتعلقة بالاسواق المالية الناشئة، قد يكون سببها تماثل الخصائص السائدة في الاسواق المالية الناشئة مثل[21]:

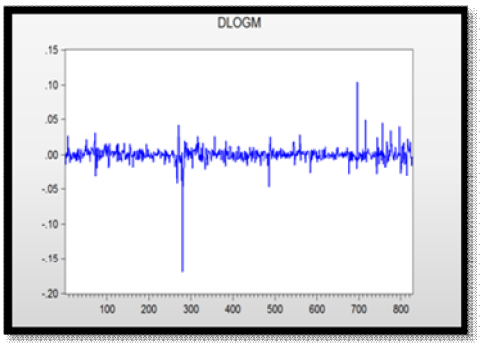
1. انخفاض درجة الإفصاح في السوق، الانقطاع المستمرة في التداولات وارتفاع تكلفة المعاملات؛
2. ضعف السيولة ومحدودية أنواع الأصول المالية المتداولة؛
3. التقلبات الشديدة في أسعار الأصول المالية ؛
4. البطئ في نشر المعلومات وعدم انعكاسها بسرعة في اسعار االاوراق المالية، بسبب ضعف تقنيات تكنولوجيا المعلومات والاتصال؛
5. عدم وجود لوائح تنظيمية رسمية مكثفة، مما يؤدي إلى التأخر في تنفيذ العمليات الاستثمارية.

- ملحق الجداول والأشكال البيانية :

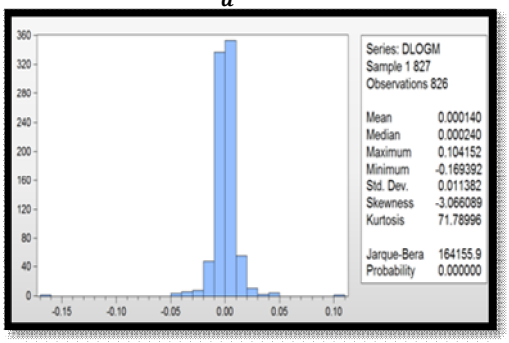
الشكل رقم (01): تطور سلسلة مؤشر سوق الدار البيضاء M خلال الفترة من 2007/05/23 إلى 2011/08/09



الشكل رقم (02): تطور سلسلة مردودية مؤشر سوق الدار البيضاء M خلال الفترة من 2007/05/23 إلى 2011/08/09



الشكل (03) نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للسلسلة M_d



الشكل (04) نتائج اختبار دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة M_d

Sample: 1 827
Included observations: 826

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.190	0.190	29.948	0.000
		2	0.093	0.059	37.091	0.000
		3	0.023	-0.005	37.538	0.000
		4	0.008	-0.001	37.591	0.000
		5	-0.035	-0.038	38.588	0.000
		6	-0.000	0.013	38.588	0.000
		7	-0.015	-0.012	38.766	0.000
		8	-0.090	-0.089	45.519	0.000
		9	-0.103	-0.073	54.360	0.000
		10	-0.086	-0.046	60.492	0.000
		11	0.004	0.043	60.505	0.000
		12	0.044	0.050	62.112	0.000
		13	0.079	0.059	67.347	0.000
		14	0.028	-0.007	67.999	0.000
		15	0.041	0.023	69.387	0.000
		16	0.008	-0.010	69.443	0.000
		17	0.006	-0.010	69.475	0.000
		18	0.037	0.025	70.661	0.000
		19	0.030	0.011	71.412	0.000
		20	0.089	0.091	78.079	0.000
		21	0.012	-0.000	78.208	0.000
		22	-0.036	-0.036	79.281	0.000
		23	-0.010	0.013	79.374	0.000
		24	0.019	0.024	79.683	0.000
		25	-0.043	-0.051	81.237	0.000
		26	-0.004	0.003	81.253	0.000
		27	-0.027	-0.023	81.870	0.000
		28	0.013	0.042	82.025	0.000
		29	0.010	0.027	82.118	0.000
		30	0.010	0.001	82.199	0.000

الشكل (05) نتائج اختبار ديكي فولر للسلسلة M_d

Null Hypothesis: D(M) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-23.80408	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.438052	
	5% level	-2.864829	
	10% level	-2.568576	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(M,2)
Method: Least Squares
Date: 26/09/13 Time: 10:27
Sample (adjusted): 3 827
Included observations: 825 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M(-1))	-0.814735	0.034227	-23.80408	0.0000
C	1.581428	4.621023	0.342225	0.7323

R-squared	0.407758	Mean dependent var	0.127576
Adjusted R-squared	0.407038	S.D. dependent var	172.3510
S.E. of regression	132.7172	Akaike info criterion	12.61674
Sum squared resid	14496201	Schwarz criterion	12.62817
Log likelihood	-5202.405	Hannan-Quinn criter.	12.62112
F-statistic	566.6344	Durbin-Watson stat	2.017586
Prob(F-statistic)	0.000000		

الشكل (06) نتائج اختبار BDS للسلسلة M_d

BDS Test for DLOGM
Date: 26/09/13 Time: 10:32
Sample: 1 827
Included observations: 827

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.035873	0.003524	10.18098	0.0000
3	0.062882	0.005598	11.23355	0.0000
4	0.074776	0.006665	11.21882	0.0000
5	0.081429	0.006947	11.72099	0.0000
6	0.081695	0.006701	12.19211	0.0000
7	0.076551	0.006141	12.46467	0.0000
8	0.069383	0.005429	12.77953	0.0000
9	0.061442	0.004672	13.15034	0.0000
10	0.053706	0.003938	13.63816	0.0000

Raw epsilon		0.010787		
Pairs within epsilon		479554.0	V-Statistic	0.702874
Triples within epsilon		3.07E+08	V-Statistic	0.544635

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	179848.0	0.529120	238717.0	0.702315	0.493247
3	138639.0	0.408873	238041.0	0.702028	0.345990
4	108012.0	0.319323	237866.0	0.703219	0.244547
5	85423.00	0.253157	237221.0	0.703021	0.171728
6	68040.00	0.202133	236549.0	0.702739	0.120438
7	54529.00	0.162390	236449.0	0.704157	0.085840
8	43564.00	0.130053	235982.0	0.704485	0.060670
9	34758.00	0.104018	235305.0	0.704183	0.042577
10	27884.00	0.083651	234701.0	0.704097	0.029945

الشكل (07): نتائج تقدير نموذج ARIMA(1,1,0) بطريقة GAUSS-NEWTON

```
Box-Jenkins - Estimation by LSGauss-Newton
Convergence in      2 Iterations. Final criterion was  0.0000000 <=  0.0000100
Dependent Variable LOGY
Usable Observations     825       Degrees of Freedom    824
Centered R**2      0.988413       R Bar **2    0.988413
Uncentered R**2    0.999999       T x R**2      824.999
Mean of Dependent Variable       9.3997657115
Std Error of Dependent Variable 0.1038115406
Standard Error of Estimate       0.0111746843
Sum of Squared Residuals         0.1028958207
Log Likelihood                    2537.51214
Durbin-Watson Statistic             2.021500
Akaike info criterion              -6.149120
Schwarz criterion                  -6.143405
Hannan-Quinn criter.               -6.146928
Q(36-1)                            48.000497
Significance Level of Q           0.07046823

   Variable                      Coeff        Std Error       T-Stat      Signif
*******************************************************************************
1.  AR{1}                 0.1906950612 0.0342075478       5.57465  0.00000003
```

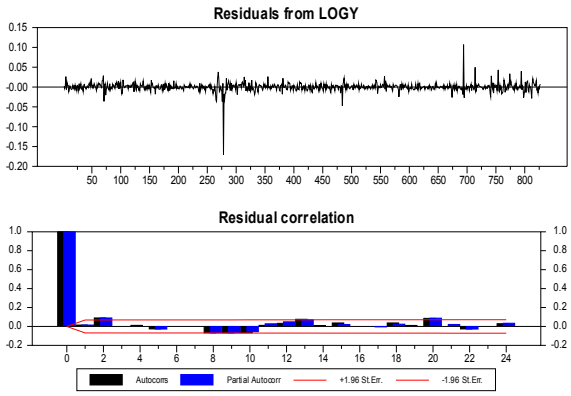
إحصائية Breusch-Godfrey	إحصائية ARCH-LM
2.7309	21.9813

الشكل (08) نتائج تقدير نموذج ARIMA(0,1,1) بطريقة GAUSS-NEWTON

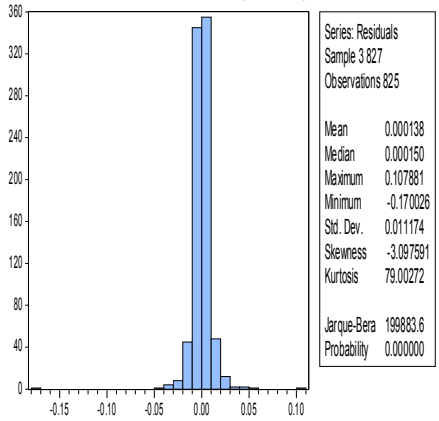
```
Box-Jenkins - Estimation by LSGauss-Newton
Convergence in      7 Iterations. Final criterion was  0.0000022 <=  0.0000100
Dependent Variable LOGY
Usable Observations     826       Degrees of Freedom    825
Centered R**2      0.988360       R Bar **2    0.988360
Uncentered R**2    0.999999       T x R**2      825.999
Mean of Dependent Variable       9.3996993623
Std Error of Dependent Variable 0.1037661282
Standard Error of Estimate       0.0111953571
Sum of Squared Residuals         0.1034022165
Log Likelihood                    2539.06064
Akaike info criterion              -6.145431
Schwarz criterion                  -6.139721
Hannan-Quinn criter.               -6.143241
Durbin-Watson Statistic             1.969539
Q(36-1)                            54.248537
Significance Level of Q           0.01997961

   Variable                      Coeff        Std Error       T-Stat      Signif
*******************************************************************************
1.  MA{1}                 0.1665568376 0.0343361796       4.85077  0.00000147
```

إحصائية Breusch-Godfrey	إحصائية ARCH-LM
2.9027	20.6903

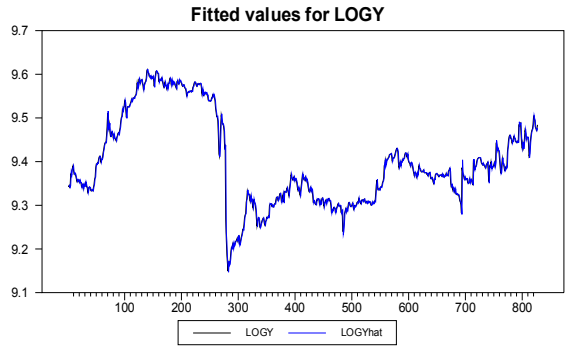
الشكل (09) المثيل البياني لبواقي تقدير نموذج ARIMA(1,1,0) ولدالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للبواقي



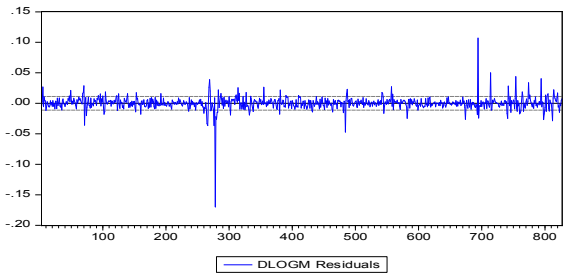
الشكل (10): اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي ARIMA(1,1,0):



الشكل (11): المقارنة بين لوغاريتم مؤشر البورصة الحقيقي والتقديري



الشكل 13: بواقي تقدير النموذج ARIMA-GARCH



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات الدراسة والبرنامج الإحصائي RATS 07

الشكل (12):نتائج تقدير النموذج ARIMA(1,1,0)-GARCH(1,1) مع توزيع الخطأ من نوع GED - خوارزمية BHHH -

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)
Date: 09/25/13 Time: 16:01
Sample (adjusted): 3 827
Included observations: 825 after adjustments
Convergence achieved after 21 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.146522	0.032355	4.528552	0.0000
Variance Equation				
C	2.45E-05	4.68E-06	5.238745	0.0000
RESID(-1)^2	0.463312	0.091754	5.049478	0.0000
GARCH(-1)	0.345941	0.080327	4.306671	0.0000
GED PARAMETER	0.958999	0.041732	22.97985	0.0000

R-squared	0.325897	Mean dependent var	0.000169
Adjusted R-squared	0.325897	S.D. dependent var	0.011382
S.E. of regression	0.011186	Akaike info criterion	-6.858029
Sum squared resid	0.103104	Schwarz criterion	-6.829451
Log likelihood	2833.937	Hannan-Quinn criter.	-6.847066
Durbin-Watson stat	1.927372		
Inverted AR Roots	.15		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.103045	Prob. F(1,822)	0.7483
Obs*R-squared	0.103283	Prob. Chi-Square(1)	0.7479

شكل (14): دالتا الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للبواقي

Sample: 3 827
Included observations: 825
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

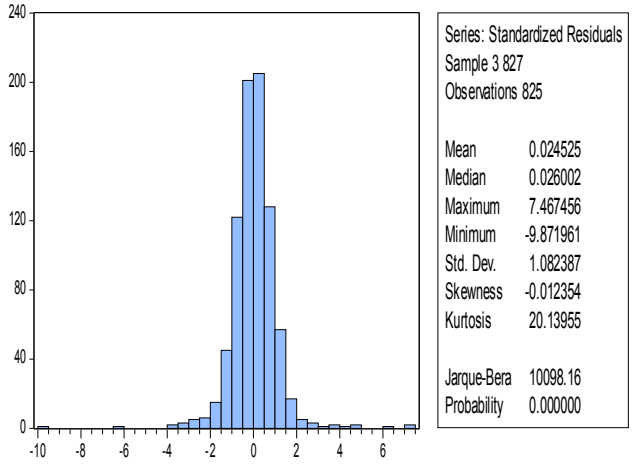
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.035	0.035	1.0209	
		2	0.027	0.025	1.6041	0.205
		3	-0.004	-0.005	1.6146	0.446
		4	-0.010	-0.010	1.6978	0.637
		5	-0.023	-0.022	2.1332	0.711
		6	-0.015	-0.013	2.3111	0.805
		7	0.013	0.015	2.4450	0.875
		8	-0.036	-0.036	3.4999	0.835
		9	-0.021	-0.020	3.8564	0.870
		10	-0.047	-0.045	5.7328	0.766
		11	0.031	0.035	6.5577	0.766
		12	0.008	0.008	6.6112	0.830
		13	0.054	0.050	9.0493	0.699
		14	-0.005	-0.012	9.0700	0.768
		15	0.018	0.015	9.3404	0.809
		16	-0.006	-0.007	9.3721	0.857
		17	-0.006	-0.004	9.3986	0.896
		18	0.027	0.026	10.029	0.902
		19	0.033	0.034	10.976	0.895
		20	0.119	0.115	23.010	0.237
		21	0.008	0.006	23.063	0.286
		22	-0.042	-0.048	24.550	0.267
		23	-0.013	-0.003	24.685	0.312
		24	0.028	0.032	25.332	0.333
		25	-0.057	-0.053	28.103	0.256

شكل (15): دالتا الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لمربعات البواقي

Sample: 3 827
Included observations: 825
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.011	-0.011	0.1038	
		2	0.040	0.040	1.4565	0.227
		3	-0.007	-0.006	1.4989	0.473
		4	-0.003	-0.005	1.5051	0.681
		5	-0.019	-0.019	1.8169	0.769
		6	-0.013	-0.013	1.9515	0.856
		7	-0.018	-0.017	2.2209	0.898
		8	-0.015	-0.014	2.3966	0.935
		9	0.006	0.007	2.4252	0.965
		10	0.006	0.006	2.4529	0.982
		11	-0.010	-0.011	2.5327	0.990
		12	-0.001	-0.003	2.5339	0.996
		13	0.050	0.050	4.6205	0.969
		14	0.006	0.007	4.6527	0.982
		15	-0.024	-0.029	5.1573	0.984
		16	-0.021	-0.022	5.5258	0.987
		17	-0.017	-0.015	5.7701	0.990
		18	0.012	0.015	5.8963	0.994
		19	-0.022	-0.020	6.3031	0.995
		20	0.226	0.227	49.769	0.000
		21	0.001	0.007	49.770	0.000
		22	-0.010	-0.033	49.859	0.000
		23	-0.019	-0.021	50.159	0.001
		24	0.020	0.023	50.489	0.001
		25	-0.007	0.002	50.537	0.001

شكل (16): اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج ARIMA-GARCH



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات الدراسة والبرنامج الإحصائي RATS 07

شكل (17) التنبؤ بمعائد مؤشر السوق باستعمال نموذج ARIMA(1,1,0) GARCH(1,1)

أفق التنبؤ	*ARIMA(1,1,0)-GARCH(1,1)*	نموذج السير العشوائي
1	0.0173	0.0247
2	0.0221	0.0345
3	0.0260	0.0398
4	0.0295	0.0401
5	0.0321	0.0420

- الإحالات والمراجع :

[1] Michael C. Jensen, **Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency,** Journal of Financial Economics, Vol. 6, Nos. 2/3 (1978) ,p.02.

[*] نهاية مارس 2013.

[*] حائز على جائزة نوبل للاقتصاد عام 2013 مناصفة مع Robert J. Shiller وLars Peter Hansen لأعمالهم المتعلقة بتحليل تطور أسعار الأصول المالية عبر الزمن ومدى تأثير المالية السلوكية عليها الناتجة عن ظهور التشوهات في أسعارها.

[2] .Eugene F. Fama, Efficient **Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work**, journal of Finance, Volume 25, Issue 2, December (May 1970), p384.

[3] . Jensen, M. (1978). **Some anomalous evidence regarding market efficiency**. Journal of Financial Economics,vol 6, p.02.

[4] .Beaver,W.H., **Market Efficiency,** the Accounting Review, January 1981, p.28.

[5]. Sanford J.Grossman;Joseph E.Stiglitz, **One Impossibility of Informaationally Markets**, The American Economic Review, volume70,Issue3,Jun 1980,p.393

[6]. Eugene F.Fama, **Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work**, Journal of Finance, Vol. 25, Issue 2, December 28-30,1969(May,1970), 389-417.

[**] هي المعلومات التي تمتلكها فئة معينة من المستثمرين من أقارب وأصدقاء العاملين في المؤسسة المصدرة للأسهم دون وصولها للجمهور، ويسمى هؤلاء المستثمرون في لغة الأسواق المالية بالمستثمرين المحظيين..

[7].Fama Eugene and Marshall E. Blume (1966), **Filter Rules Stock-Market Trading**, Journal of Business XXXIX (1, part II), January : p02.

[8] . Alexander s. SANGARE, **Efficience Des Marchès:Un Siècle Après Bachelier**, revue d'èconomie financière, volume81, 2005, p.04.

[***] يكون معامل الارتباط يساوي الصفر إذا كانت التغيرات عشوائية، ويكون ايجابي إذا كان متوسط الزيادة أعلى في الفترة t يتبعه زيادة أعلى عن المتوسط في الفترة t+1 ويكون سلبي إذا كان التقلب في السعر خلال t+1 يميل لتعويض الزيادة أو النقصان في الفترة t.

[9] Alexander s. SANGARE RE, **Op**.**Cit**, p.05

[10] **Idem**.

[11] . Asma Mobarek(2000), **Weak-form market efficiency of an emerging Market: Evidence from Dhaka Stock Market of Bangladesh**, The paper presented at the ENBS Conference held on Oslo, May 2000.

[12]. Dilip K. Patro, Yangru Wu**, Predictability of short-horizon returns in international equity markets**, Journal of Empirical Finance 11 (2004).

[13] . Mohammad Al-Shiab, **The Predictability of the Amman Stock Exchange using the Univariate Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) Model**, Journal of Economic & Administrative Sciences, Vol. 22, No. 2, 2006.

[14] . فاروق رفيق التهتموني(2009)، **فرضية السير العشوائي لبورصة عمان للأوراق المالية (دراسة مقارنة بين أنواع مؤشرات السوق من 2003- 2007)**، المؤتمر العلمي الثالث "إدارة منظمات الأعمال: التحديات العالمية المعاصرة، يومي 27-29 أفريل 2009،جامعة العلوم التطبيقية الخاصة.

[15] مروان جمعة درويش(2011) ، **اختبار كفاءة سوق فلسطين للأوراق المالية عند المستوى الضعيف خلال الفترة 2006-2008**، مجلة جامعة القدس المفتوحة للأبحاث والدراسات، العدد الثالث والعشرون، المجلد الثاني، جوان 2011.

[16] Mirah Putu Nikita, Subiakto Soekarno(2012)**, Testing on Weak Form Market Efficiency:The Evidence from Indonesia Stock Market Year 2008-2011**, 2nd International Conference on Business, Economics, Management and Behavioral Sciences (BEMBS'2012) Oct. 13-14, 2012 Bali (Indonesia)

**** تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت وتباين ليس له علاقة بالزمن.

[17] Asma Mobarek, Keavin Keasey ,**Weak-form market efficiency of an emerging Market: Evidence from Dhaka Stock Market of Bangladesh**, ENBS Conference held on Oslo, May 2000, p.32.

[18] . لمزيد من التفصيل ارجع إلى:

- محمد شيخي، **طرق الاقتصاد القياسي: محاضرات وتطبيقات**، الطبعة الأولى، دار الحامد، عمان، الأردن، 2011، ص: 223

- ***Chris Brooks, Introductory Econometrics for Finance, CAMBRIDGE University Press, 1 and 2nd Edition, June 2008, p.552.***

[19] .محمد شيخي، **مرجع سبق ذكره**، ص: 223.

[20] . **Chris Brooks**, **Op**.**Cit**, p.230-258.

[21]. Asma Mobarek, **Op**.**Cit**, p.25.