تأثير توزيعات الأرباح على القيمة السوقية لأسهم شركة صيدال المدرجة في بورصة الجزائر خلال الفترة (1999– 2019) باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL

The effect of dividends on the market value of the Saidal company shares listed on the Algerian Stock Exchange during the period (1999-2019) using the Autoregressive Distributed Lag method (ARDL)

حاج شريف هشام [1]، حريري عبد الغني [2]

[1] طالب دكتوراه، مخبر (LSFBPM) جامعة الشلف، hadjcherif02@gmail.com

[2] أستاذ محاضر قسم أ، مخبر (LSFBPM) جامعة الشلف، a.hariri@univ-chlef.dz

تاريخ الاستلام: 2020/07/10 تاريخ القبول: 2020/11/04 تاريخ النشر: 2021/04/30

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى التعرف على مدى تأثير توزيعات أرباح شركة صيدال (المدرجة في بورصة الجزائر) على القيمة السوقية لأسهمها خلال الفترة (1999– 2019)، وذلك بالاعتماد أساسا على طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL.

توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين توزيعات الأرباح والقيمة السوقية للسهم، وتم التوصل كذلك إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من المتغير المستقل (توزيعات الأرباح) إلى المتغير التابع (القيمة السوقية للسهم)، في كل من الأجلين القصير والطويل والعكس غير صحيح، أي أنه لا توجد علاقة سببية من القيمة السوقية للسهم تجاه توزيعات الأرباح، و من خلال نموذج تصحيح الخطأ واختبار التكامل المشترك باستعمال منهج الحدود، تم التوصل إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين توزيعات الأرباح والقيمة السوقية للسهم.

الكلمات المفتاحية: ثروة المساهمين، قيمة المؤسسة، توزيع الأرباح، القيمة السوقية للسهم، نموذج ARDL

تصنيف JEL: G35، G32

Abstract:

This study aims to identify the extent effect of the Saidal dividends (listed on the Algiers Stock Exchange) on the market value of its shares during the period (1999 - 2019) ,mainly by relying on the Autoregressive Distributed Lag method (ARDL) .

The findings show a positive relationship between the dividends and the market value of the share, and its show also that One - way causal relationship in both the short and long term from the independent variable (dividends) to the dependent variable (the market value of the share), but the opposite is not true, and through the error correction model and testing the Cointegration using the Bounds Test approach , The study concluded that there is a long-term equilibrium relationship between the dividends and the market value of the share .

Keys words: Shareholder wealth, firm value, dividend, stock market value, ARDL model

JEL classification codes: **G35**; **G32**

المؤلف المرسل: حاج شريف هشام، **الإيميل**: hadjcherif02@gmail.com

مقدمة:

تهدف الإدارة المالية في المؤسسة بشكل أساسي وفقا للنظرية المالية الحديثة إلى تحقيق هدف تعظيم القيمة السوقية للشركة، أو بتعبير آخر تعظيم قيمة السهم في السوق المالي، حيث تعتبر هذه الأخيرة الأداة التي من خلالها يمكن للمساهمين تقييم كفاءة القرارات المالية التي تتخذها إدارة الشركة، ولقد اهتم الفكر المالي الحديث بالقرارات المالية ودراسة مدى تأثيرها على قيمة الشركات في البورصة من خلال البحث عن الهيكل المالي الأمثل أي قرار التمويل الذي يحقق أدنى تكلفة لرأس المال، و البحث كذلك عن كيفية الاختيار الأمثل للاستثمار الذي ينتج عنه زيادة في تدفقات النقدية الصافية، وإلى جانب قيام المنظرين الماليين بتسليط الضوء على القرارات التمويلية والاستثمارية اللذان يحققان التراكم في ثروة المساهمين ، فإن الاهتمام بموضوع توزيعات الأرباح وعلاقتها بقيمة السوقية للشركة لا يقل أهمية عن ذلك، فقد شغل حيزا كبيرا لدى الممارسين والأكاديميين في مجال علم المالية، حيث تباين الجدال بين مؤيدين لحيادية التوزيعات تجاه قيمة الشركة ومعارضين لذلك، ومؤكدين عن وجود العلاقة بينهما أي أن التوزيعات تؤثر بالزيادة في قيمة السهم، بالإضافة إلى ظهور عدة دراسات تطبيقية تختبر العلاقة في الواقع، وعليه ارتأينا أن نسقط هذا الموضوع على البيئة الجزائرية من الشركات المدرجة في بورصة الجزائر باختيار شركة صيدال محل الدراسة واختبار مدى تأثير توزيعات أرباح الشركة على القيمة السوقية لأسهمها.

بناءا على ما سبق تتضح معالم الإشكالية الجوهرية التي نحاول الإجابة عنها من خلال طرح **السؤال الرئيسي** التالي:

ما مدى تأثير توزيعات أرباح شركة صيدال على القيمة السوقية لأسهمها في بورصة الجزائر؟

و من خلال هذا السؤال يمكن صياغة **فروض الدراسة** كما يلي:

توجد علاقة طردية بين توزيعات الأرباح لشركة صيدال والقيمة السوقية لأسهمها .

توجد علاقة سببية أحادية الاتجاه من المتغير المستقل (توزيعات الأرباح) إلى المتغير التابع (القيمة السوقية للسهم).

توجد علاقة تكامل مشترك بين توزيعات الأرباح والقيمة السوقية للسهم .

هدف الدراسة: يتمثل هدف الدراسة في محاولة لاختبار النظريات المفسرة للعلاقة التي تربط توزيعات الأرباح مع قيمة المؤسسة، في ظل الجدل القائم بين المنظرين، وتفسير العلاقة في البيئة الجزائرية من خلال التطبيق على شركة صيدال المدرجة في بورصة الجزائر.

ومن أجل الإجابة على الإشكالية المطروحة و الإحاطة بالجوانب المهمة لهذه الدراسة فقد تم تقسيمها إلى ثلاث أجزاء وهي : الجزء الأول متعلق بأهم الدراسات التطبيقية السابقة التي تطرقت إلى هذا الموضوع، والجزء الثاني يتناول نظريات توزيع الأرباح، أما الجزء الثالث فيتضمن منهجية الدراسة في تحليل تأثير توزيعات الأرباح على القيمة السوقية لأسهم شركة صيدال خلال الفترة (1999-2019) حيث تم في هذه الدراسة استخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL

1- الدراسات التطبيقية السابقة:

حضي هذا الموضوع بالعديد من الدراسات التطبيقية نذكر منها:

1-1- دراسة (قنون و دادن، 2019):

هدفت هذه الدراسة إلى تبيان تأثير سياسة وأشكال توزيعات الأرباح على القيمة البورصية لـ26 مؤسسة اقتصادية مدرجة في سوق قطر للأوراق المالية، موزعة على عدة قطاعات باستثناء القطاع المالي خلال الفترة 2013 – 2016، وقد اعتمدت الدراسة على متوسط سعر السهم في السنة كأحسن تمثيل لقيمة المؤسسة واعتباره المتغير التابع، أما المتغيرات المستقلة الثلاث فقد تركزت على ثلاث متغيرات تعكس سياسة توزيع الأرباح وهي التوزيعات النقدية، التوزيعات في شكل أسهم والأرباح المحتجزة، قد تم تقدير العلاقة بالاعتماد على أسلوب الانحدار الخطي المتعدد والبسيط، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة ذات دلالة إحصائية

بين سياسة توزيع الأرباح وقيمة المؤسسة، وتوصلت كذلك إلى أن التوزيعات النقدية تعتبر من أكثر أشكال توزيعات الأرباح تأثيرا على قيمة المؤسسة البورصية مقارنة بالتوزيعات في شكل أسهم والأرباح المحتجزة.

1-2- دراسة (Memon, Channa, & khaso, 2017)

ركزت هذه الدراسة على ملاحظة تأثير سياسة توزيع الأرباح على الأسعار السوقية لأسهم الشركات غير القطاعات المالية بباكستان خلال الفترة من سنة 2006 إلى سنة 2015، تم اختيار عينة من 67 شركة مدرجة في بورصة كراتشي وقد استخدمت الدراسة نموذج الانحدار الأثر الثابت، حيث توصلت الدراسة إلى وجود تأثير معنوي سلبي لنسبة توزيع أرباح للسهم والى تأثير معنوي إيجابي لنسبة توزيع الأرباح على السعر السوقي للسهم وأظهرت نتائج متغيرات التحكم المتمثلة في نمو الأصول، نمو الأرباح، نمو المبيعات وحجم الشركات لها تأثير إيجابي كبير على الأسعار السوقية للأسهم في حين أن كل من السيولة والرافعة المالية والأرباح بعد الضريبة ليس لها تأثير كبير على الأسعار سوقية للأسهم.

1-3-دراسة (حفصي، 2016):

تناولت الدراسة تحليل تأثير سياسة توزيع الأرباح – الممثلة في ثلاث متغيرات مستقلة وهي نصيب السهم من التوزيعات النقدية، ربحية السهم والأرباح المحتجزة- على القيمة السوقية لأسهم 30 مؤسسة مدرجة في سوق دبي المالي خلال الفترة الممتدة ما بين 2011 – 2014 موزعة على كافة القطاعات في السوق، حيث تم الاعتماد على نماذج الانحدار الخطي والبسيط من أجل اختبار هذه العلاقة، وتوصلت الدراسة إلى أن هناك تأثير ذا دلالة إحصائية بين كل من نصيب السهم من التوزيعات النقدية وربحية السهم على قيمة السهم، في حين قد تم التوصل إلى أنه لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين الأرباح المحتجزة وقيمة أسهم المؤسسات المدرجة في سوق دبي المالي.

1-4- دراسة (هند، 2015):

تناولت الدراسة اختبار العلاقة بين توزيعات الأرباح والقيمة السوقية للأسهم ومدى تأثره بالقدرة على الربحية والتدفق النقدي الحر والرافعة المالية، حيث تكونت عينة الدراسة من 42 شركة مساهمة مدرجة في سوق العراق للأوراق المالية موزعة على قطاعات المصارف والمالية والخدمات والصناعية خلال الفترة 2010- 2014، وقد تم فحص واختبار العلاقة باستخدام أسلوب تحليل الانحدار المتعدد، حيث توصلت الدراسة إلى وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين توزيعات الأرباح والقيمة السوقية للأسهم في القطاعات عينة البحث كما توصلت إلى تأثر هذه العلاقة بكل من القدرة على الربحية والتدفق النقدي الحر والى عدم وجود أثر للرافعة المالية على العلاقة بين توزيعات الأرباح والقيمة السوقية للأسهم.

1-5-دراسة (Irandoost, Hassanzadeh, & Salteh, 2013)

هدفت هذه الدراسة إلى تقييم تأثير سياسة توزيع الأرباح على تقلب أسعار الأسهم وقرارات الاستثمار، اشتمل المجتمع الإحصائي للبحث الشركات المقبولة في بورصة طهران، حيث تم اختيار 65 شركة خلال ثلاث سنوات من 2007 إلى 2012، وتم استخدام طريقة تحليل الارتباط والانحدار المتعدد لتحليل البيانات واختبار الفرضيات، وتوصلت نتائج الدراسة إلى أن سياسة توزيع الأرباح لها تأثير كبير على تقلب أسعار الأسهم في وقت قصير، ومع ذلك فإن سياسة توزيع الأرباح (نسبة توزيع الأرباح) ليس لها تأثير كبير على تقلب أسعار الأسهم لفترة طويلة، علاوة على ذلك فإن سياسة توزيع الأرباح(نسبة توزيع الأرباح) ليس لها تأثير كبير على قرارات الاستثمار .

1-6-دراسة (دادن و بديدة، 2011):

تناولت الدراسة محوران أساسيان في اختبار 33 مؤسسة مدرجة في مؤشر CAC40 لبورصة باريس خلال 2007-2009، الأول دراسة تأثير سياسة توزيع الأرباح (التوزيعات النقدية، إعادة شراء الأسهم، ربحية السهم) على قيمة المؤسسة (متوسط سعر

السهم) والثاني دراسة تأثير المحتوى الإعلامي لهذه السياسة على القيمة، من خلال دراسة الحدث من وجهة نظرية الإشارة، وقد خلصت الدراسة إلى أن هناك تأثير لسياسة التوزيعات النقدية على قيمة المؤسسة، بينما لا توجد علاقة خطية بين كل من إعادة شراء الأسهم وربحية السهم على القيمة، هذا بالإضافة إلى عدم وجود تأثير للمحتوى الإعلامي لهذه السياسة على قيمة المؤسسات المؤشر CAC40.

1-7-دراسة (Khaled, Chijoke, & Aruoriwo, 2011)

هدفت الدراسة إلى فحص العلاقة بين سياسة توزيع الأرباح وتغيرات الأسهم في سوق الأسهم لعينة من الشركات المدرجة في بورصة لندن بالمملكة المتحدة، وقد تم استخدام تحليل الانحدار المتعدد بطريقة المربعات الصغرى لاستكشاف الارتباط بين التغيرات في أسعار الأسهم ونسبة توزيع الأرباح للسهم ونسبة توزيعات الأرباح، وقد تم التوصل إلى وجود علاقة إيجابية بين نسبة توزيع الأرباح للسهم وتغيرات أسعار الأسهم، والى علاقة سلبية بين نسبة توزيعات الأرباح وتغيرات أسعار الأسهم، بالإضافة إلى ذلك تبين أن متغيرات التحكم، معدل نمو الشركة ومستوى الدين والحجم والأرباح تفسر تغيرات أسعار الأسهم.

2 – نظريات توزيع الأرباح:

لقد أخذ موضوع توزيع الأرباح في النظرية المالية الحديثة، حيزا كبيرا من الدراسات النظرية، حيث حاولت تفسير توزيعات الأرباح في المؤسسة وعلاقتها بقيمة أسهمها في السوق المالي وفق فروض معينة، والتي تندرج في الأدبيات المالية تحت تسمية نظريات توزيع الأرباح Dividend theories.

2-1- نظرية عدم ملاءمة التوزيعات:

طرح Miller & Modigliani (1958، 1961) ، نظريات عدم ملاءمة قرارات التمويل وتوزيعات الأرباح، والمعروفة باسم نظريات "MM"، حيث تشكل أساس النظرية الحديثة لمالية الشركات (PURMESSUR & BOODHOO, 2009, p. 3). و قد أكد في نظريتهما على استقلال القيمة السوقية للشركة وسعر السهم في السوق عن قرار توزيع الأرباح على حملة الأسهم وأن قيمة الشركة تعتمد على قرارات الاستثمار والقدرة الإرادية للشركة ومدى استغلال موارد الشركة في تحقيق الأرباح ووفقا لمخاطر الأعمال فيها (دريد، 2016، صفحة 166)، وقد استندت هذه النظرية على عدد من الفروض الأساسية أهمها السوق الكامل، التأكد التام والسلوك الرشيد (Miller & Modigliani, 1961, p. 412) ، ونلخص فكرة مودجلياني وميلر في أنه إذا ما حققت المؤسسة أرباحا وقررت توزيع جزء منها، فإن القيمة السوقية للسهم بعد التوزيع سوف تنخفض بنفس قيمة التوزيعات التي حصل عليها حامل السهم، أما إذا لم تقم المؤسسة بالتوزيع فسوف ترتفع القيمة السوقية للسهم بمقدار الأرباح التي لم يتم توزيعها أي التي تم احتجازها، وبالتالي قرار التوزيع لا يعني شيء بالنسبة لحامل السهم، فإذا أجريت التوزيعات فسوف تزيد ثروته بمقدار هذه التوزيعات، أما إذا لم تجري أي توزيعات فسوف تزيد القيمة السوقية للسهم بنفس مقدار التوزيعات التي لم يحصل عليها (هندي، 2003، صفحة 701).

2-2- نظرية عصفور في اليد :

اقترح Gordon & Lintner (1963، 1964) نظرية معاكسة لمنظور نظرية عدم ملاءمة التوزيعات لميلر ومودجلياني، ويتمثل منظورهما في أن المساهم يفضل توزيعات أرباح الأسهم بالمقارنة مع المكاسب الرأسمالية (Memon, Channa, & khaso, 2017, p. 60). وتفترض هذه النظرية أن المستثمر دائمًا ما يتجنب المخاطر (Farrukh, Irshad, Khakwani, Ishaque, & Ansari, 2017, p. 03) حيث ترتبط التوزيعات الحالية بمخاطر أقل مقابل أرباح الأسهم المستقبلية أو الرأسمالية وبالتالي يعتقد أن توزيعات الأرباح الحالية تقلل من عدم التأكد لدى المستثمرين، مما يجعل

المستثمرين يقومون بخصم أرباح الشركات بمعدل أقل، وبالتالي ارتفاع قيمة الشركة (Ozuomba, Anichebe, & Okoye, 2016, p. 05).

2-3- نظرية الوكالة:

ركزت هذه النظرية على تضارب المصالح بين المسيرين والمساهمين، حيث تكمن المهمة الرئيسية للمسير في تعظيم ثروة المساهمين وإدارة أعمال الشركة بشكل صحيح، وتحدث مشكلة الوكالة عندما يكون هناك تدفق نقدي فائض في المنظمة ومن اللازم توجيه الاستثمار في المشاريع المربحة ولكن المسيرين يستخدمونه في مصلحتهم الخاصة بدلا من مصلحة المساهمين، وبالتالي يتطلب من المساهمين أن يراقبوا المسيرين، والتكلفة التي تنشأ عن المراقبة هي تكلفة الوكالة (Farrukh, Irshad, Khakwani, Ishaque, & Ansari, 2017, p. 03)، لذلك فإنه إذا أراد المسيرون إرضاء المساهمين، يتوجب عليهم توزيع أرباح عالية تقلل من تكلفة الوكالة (Memon, Channa, & khaso, 2017, p. 60) على أمل تحسين قيمة الأسهم جراء خفض الأموال المتاحة أمام المسيرين (قنون و دادن، 2019، صفحة 29)

2-4-نظرية الإشارة:

تنص هذه النظرية على أن المعلومات التي يمتلكها أصحاب الفائض وأصحاب العجز المالي ليست متماثلة، فأصحاب العجز المالي يعرفون أنفسهم أكثر من أصحاب الفائض، الفئة الأولى تبحث عن مصادر تمويل مثلى فيقومون بإرسال إشارات نوعية وكمية تدل على حسن مركزهم المالي مما يفسر قدرتهم على التسديد في المستقبل، وفي المقابل فالفئة الثانية تبحث عن أحسن استثمار لفوائضها المالية (بريش و بدروني، 2013، صفحة 16)، واعتمادا على ذلك فإن المستثمر يمكن أن يستنتج المعلومات المتعلقة بالأرباح المستقبلية للشركة من خلال الإشارة الواردة من إعلان التوزيعات حيث تفترض هذه النظرية امتلاك المسيرين معلومات خاصة عن الشركة ورغبتهم في نقلها إلى المستثمر الحالي وأن السوق سوف يتفاعل مع الأخبار المتعلقة بالتوزيعات حيث ينظر لزيادة التوزيعات كإشارة موجبة تكشف عن معلومات إيجابية حول الأرباح المستقبلية للشركة والتي تؤدي إلى زيادة في سعر السهم والعكس صحيح (عبد الرحمن و نائلة، 2013، صفحة 291).

3- منهجية الدراسة:

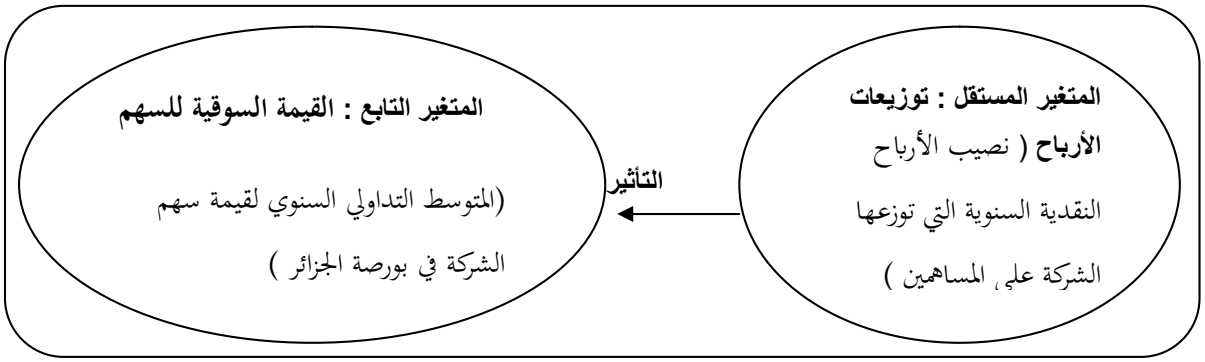
من أجل تحليل تأثير توزيعات الأرباح على القيمة السوقية لأسهم شركة صيدال (المدرجة في بورصة الجزائر) خلال الفترة (1999-2019) في هذه الدراسة، فقد تم استخدام أسلوب التحليل القياسي للبيانات المالية السنوية، ويتضمن هذا الجزء اختيار الشركة محل الدراسة ومصادر جمع البيانات، تحديد متغيرات الدراسة وكيفية قياسها ووصفها، دراسة استقرارية السلاسل الزمنية، أسلوب الدراسة والاختبارات القياسية، وتقدير الأثر في الأجلين القصير والطويل.

3-1-الشركة محل الدراسة ومصادر جمع البيانات:

تم تحديد المجال المكاني للدراسة على شركة جزائرية مدرجة في بورصة الجزائر وهي المجمع الصناعي صيدال، وذلك لجوانب موضوعية باعتبار الشركة رائدة في مجال الصناعة الصيدلانية، بالإضافة إلى اعتبارها من أوائل الشركات المدرجة في بورصة الجزائر مما يسمح بعدد مشاهدات أكبر مقارنة بالشركات الأخرى، وقد قام الباحثان بجمع البيانات اللازمة لهذه الدراسة من خلال البيانات المالية المتعلقة بالشركة الواقعة تحت الدراسة، بحيث تم الحصول عليها من خلال التقارير المالية الصادرة عن هذه الشركة بشكل سنوي، ومن منشورات السوق المالي الجزائري في الموقع الرسمي للبورصة مع مراعاة الحدود الزمنية للدراسة من سنة 1999 إلى غاية سنة 2019 .

3-2-متغيرات الدراسة وكيفية قياسها: على حسب فروض الدراسة سنعتمد على متغيرين رئيسيين وهما القيمة السوقية للسهم كمتغير تابع وتوزيع الأرباح كمتغير مستقل، حيث تم اختيار متغيرات الدراسة استنادا إلى النظرية المالية وبالاعتماد كذلك على نماذج الدراسات التطبيقية السابقة كما يوضحه الشكل التالي :

شكل رقم (01): مخطط توضيحي لنموذج الدراسة



المصدر:من إعداد الباحثين

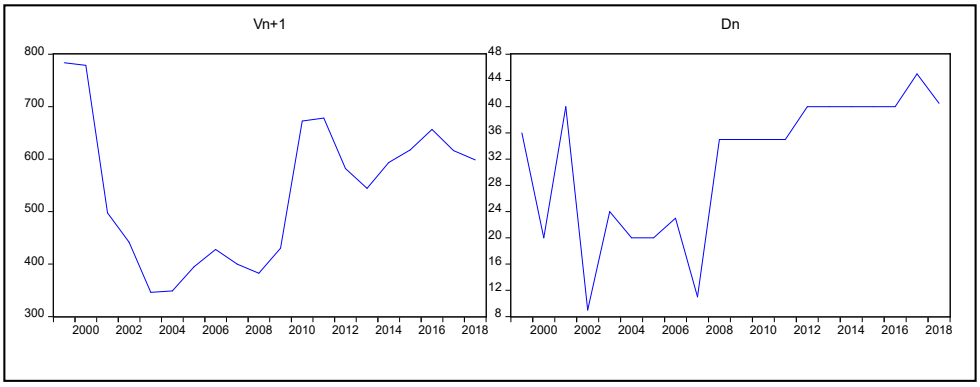
أ-**المتغير التابع:** وهو القيمة السوقية لسهم مجمع صيدال في بورصة الجزائر وأحسن تقدير معبر لهذا المتغير هو المتوسط التداولي السنوي لقيمة السهم وتم حسابه بقسمة القيمة المتداولة السنوية لسهم صيدال على حجم التداول السنوي للسهم (تم حسابه من طرف الباحثين)

ب-**المتغير المستقل:** وهو توزيعات الأرباح على مساهمين شركة صيدال ويعبر عنه بالقيمة المطلقة لنصيب الأرباح النقدية السنوية التي توزعها الشركة على المساهمين، وقد تم اعتماد تخلف زمني لفترة سنة واحدة لأن توزيعات الأرباح للسنة N توزع خلال السنة N+1.

3-3-وصف متغيرات الدراسة:

نستعرض أهم الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة بالاعتماد على برنامج (Eviews 9) والمبينة في الملحق (1)، والشكل الموالي يظهر تطور السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة خلال الفترة (1999-2019).

شكل رقم (02): السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة خلال الفترة (1999-2019)



المصدر:من إعداد الباحثين بالاعتماد على الملحق رقم (1) وبرنامج (Eviews 9)

أ- دراسة وصفية لبيانات السلسلة(VN+1)

تمثل السلسلة (VN+1) تطور القيمة السوقية لسهم صيدال، حيث تتكون من 20 مشاهدة ممتدة من سنة 2000 إلى غاية 2019، ولقد شهد تذبذبا على طول فترة الدراسة بمستوى متوسط (539.58)، وقيمة عظمى (783.60) سجلت في

سنة 2000 ، وقيمة صغرى (346.14) سجلت سنة 2004 بحيث تعكس لنا هاتين القيمتين اكبر قيمة عرفتها القيمة السوقية لسهم صيدال وأدناها خلال فترة الدراسة، يمكن تفسير هذا الانخفاض المستمر من سنة 2000 إلى سنة 2004 إلى اعتقاد المتعاملين في السوق أن قيمة السهم عالية أكثر مما ينبغي، خاصة و أن قيمة إصدار السهم أول مرة كانت 800 دج أي بإضافة علاوة إصدار كبيرة على قيمته الاسمية المقدرة فقط بـ 250 دج،كما وينصف هذه السلسلة قيمة وسطية (563.09) وتشتت قيم السلسلة بانحراف معياري قدره (138.06)، وهو ما يعطينا فكرة حول درجة عدم تجانس مستويات السلسلة.

ب- دراسة وصفية لبيانات السلسلة (DN)

تمثل السلسلة (DN) تطور توزيعات الأرباح النقدية حيث تتكون من 20 مشاهدة ممتدة من سنة 1999إلى سنة 2018، ولقد شهد هذا المعدل تذبذبا على طول فترة الدراسة بمستوى متوسط بلغ (31.42)، وقيمة عظمى (45) سجلت في سنة 2017، وقيمة صغرى (9) سجلت سنة2002 ،كذلك ينصف هذه السلسة قيمة وسطية (35)، وتشتت قيم السلسلة بانحراف معياري قدره 10.80، وهو ما يعطينا فكرة حول درجة عدم تجانس مستويات السلسلة.

ت- الارتباط بين المتغيرات (VN+1) و (DN)

تقاس علاقة الارتباط بين متغيرين عن طريق حساب معامل الارتباط الخطى البسيط لبيرسون، حيث يهدف هذا المقياس الإحصائي إلى تحليل طبيعة واتجاه العلاقة ما بين المتغيرات محل الدراسة في النموذج القياسي، ومن خلال الملحق رقم (01) يظهر أنه هناك علاقة ارتباط موجبة ومتوسطة بقيمة 0.47 بين قيمة السوقية للسهم VN+1 في السنة N+1 وتوزيعات الأرباح DN في السنة N خلال الفترة (1999-2019).

3-4-دراسة استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة:

للكشف عن استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، سوف نعتمد على كل من اختبار ديكي فولر (ADF) واختبار فيلبس بيرون (PP)وذلك باستخدام برنامج (Eviews 9) والتي تظهر نتائجها في الجدول التالي:

جدول رقم (01): نتائج اختبار جذر الوحدة

الاختبار	النموذج	المتغيرات	VN+1		DN	
		الرتبة	عند المستوى	عند الفرق الأول	عند المستوى	عند الفرق الأول
اختبار ديكي فولر(ADF)	مع الحد الثابت		-2.165980	-3.679605	-0.756113	-10.38922
	الاحتمال		0.2237	0.0150	0.8074	0.0000
	بدون الحد الثابت		0.111790	-3.854336	0.509265	-10.50142
	الاحتمال		0.7049	0.0007	0.8157	0.0001
اختبار فيلبس بيرون (PP)	مع الحد الثابت		-2.228199	-3.240928	-2.722953	-11.44405
	الاحتمال		0.2035	0.0341	0.0886	0.0000
	بدون الحد الثابت		-0.912682	-3.303701	-0.359656	-11.29488
	الاحتمال		0.3082	0.0024	0.5415	0.0001

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews 9)

تشير النتائج في الجدول رقم (01) إلى أن السلاسل الزمنية لجميع متغيرات الدراسة لم تكن ساكنة عند المستوى أما عند أخذ الفرق الأول لهذه المتغيرات فقد أصبحت ساكنة، أي أنها متكاملة من الدرجة I(1) .

3-5-أسلوب الدراسة: بعد دراسة استقرارية السلاسل الزمنية توصلنا إلى أن السلاسل متكاملة من نفس الدرجة I(1)، لهذا سوف نقوم باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL، كما يعتبر نموذج ARDL أكثر النماذج ملائمة مع حجم العينة المستخدمة في هذا البحث البالغة 20 مشاهدة الممتدة من سنة 1999 إلى سنة 2019.

أ- تحديد فترات الإبطاء المثلى للمتغيرات محل الدراسة

من خلال الملحق رقم (01) يتضح أن أفضل نموذج ذو أقل قيمة لمعيار Akaike (AIC) هو(2،3) ARDL، من بين أفضل 12 توصيف للنموذج، أي تحديد 3 فترات تخلف زمني للمتغير التابع القيمة السوقية للسهم صيدال VN+1 ،وفترتين 2 تخلف زمني بالنسبة للمتغير المستقل توزيعات الأرباح (DN).

ب-تقدير النموذج الأساسي لمنهجية (ARDL)

تنطوي هذه الطريقة على صياغة نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، بالاعتماد على فترات الإبطاء المثلى (2،3) ARDL ومن خلال الملحق رقم (02) نعرض نتائج التقدير الموضحة في المعادلة التالية:

$$VN+1_{(t)} = 256.5966 + 0.116248\ VN+1_{(t-1)} - 0.164457\ VN+1_{(t-2)} - 0.249496 VN+1_{(t-3)}$$
Prob(t-statistic) (0.0009) (0.6027) (0.3875) (0.0961)

$$+0.031076\ DN_{(t)} + 7.218294\ DN_{(t-1)} + 6.275085 DN_{(t-2)}$$
(0.9804) (0.0002) (0.0068)

حيث : t تعبر عن الفترة الزمنية ، أسفل كل معلم ما بين القوسين () تعبر عن احتمال إحصائية ستيودنت للمقدرة

ت-الاختبار الإحصائي للنموذج القياسي:

تشير الاختبارات الإحصائية إلى الدلالة على جودة النموذج المقدر من خلال القيم الإحصائية التي نلخصها في الجدول التالي:

جدول رقم (02): الاختبارات الإحصائية لجودة النموذج

الاختبارات الإحصائية		
معامل التحديد	إحصائيةF	احتمال (إحصائيةF)
0.944158	28.17942	0.000010

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على الملحق رقم (02) و برنامج (Eviews 9)

ومن الجدول أعلاه نلاحظ القيمة العالية لمعامل التحديد R^2 حيث بلغت 0.944158 و الذي يعبر عن جودة توفيق النموذج ويعني هذا أن المتغيرات المستقلة للنموذج تفسر 94.42 % من تغيرات المتغير التابع ونلاحظ كذلك أن قيمة إحصائية F والبالغة 28.17942 التي تدل على معنوية النموذج المقدر ككل بمستوى معنوية إحصائية عند 1%.

ث-تفسير مقدرات النموذج:

يمكن تفسير مقدرات النموذج القياسي كما يلي:

- تشير مقدرة الحد الثابت إلى قيمة 256.5966 و التي تدل على أن المتغير التابع VN+1 (القيمة السوقية للسهم) ستساوي مقدرة الحد الثابت لما يكون جميع المتغيرات المستقلة الداخلة في النموذج مساوية للصفر وهو دال إحصائيا عند مستوى 1 % حيث قدرت احتمال إحصائية t بـ 0.0009 أما من الناحية المالية فتدل هذه المقدرة على قيمة السهم من دون تأثيرات قيمه السابقة ومن دون تأثيرات الناتجة عن توزيعات الأرباح السنوية، وما يزيد من جودة مقدرة الحد الثابت في هذا النموذج من الناحية المالية هي تقربه للقيمة الاسمية للسهم (الثابتة) والتي تساوي 250 دج .
- يدل معامل المتغير DN_t على أنه عندما تتغير توزيعات الأرباح بوحدة نقدية واحدة (1 دج) سيتغير المتغير التابع VN+1 (القيمة السوقية للسهم) بـ 0.031076 دج وهو غير معنوي حيث تقدر قيمة احتمال إحصائية t بـ 0.9804، يمكن استبعاد تفسيره من الناحية المالية نظرا لضعف التأثير وعدم معنويته.

- يشير معامل المتغير $DN_{(t-1)}$ على أنه عندما تتغير توزيعات الأرباح المبطئة لفترة زمنية واحدة بوحدة نقدية واحدة (1 دج) سيتغير المتغير التابع VN+1 (القيمة السوقية للسهم) بـ 7.218294 دج وهو معنوي عند مستوى 1 % حيث تقدر قيمة احتمال إحصائية t بـ 0.0002، وهو تأثير كبير ومعنوي ويتوافق مع النظرية المالية والدراسات التطبيقية السابقة ويطابق فرضية الدراسة.
- يشير معامل المتغير $DN_{(t-2)}$ على أنه عندما تتغير توزيعات الأرباح المبطئة لثلاث فترات زمنية بوحدة نقدية واحدة (1 دج) سيتغير المتغير التابع VN+1 (القيمة السوقية للسهم) بـ 6.275085 دج وهو معنوي عند مستوى 1 % حيث تقدر قيمة احتمال إحصائية t بـ 0.0068 وهو تأثير كبير ومعنوي ويتوافق مع النظرية المالية والدراسات التطبيقية السابقة ويطابق فرضية الدراسة.

3-6-الاختبارات القياسية لنموذج الدراسة:

من أجل الحكم على مدى اجتياز النموذج للمشاكل القياسية يتعين التأكد من جودة أداء النموذج من خلال إجراء الاختبارات القياسية التالية:

أ- الاختبارات التشخيصية:

تتمثل الاختبارات التشخيصية في اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي، اختبار مضاعف لاغرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي، اختبار ARCH واختبار Ramsey Reset، والتي نلخصها من خلال الجدول الآتي:

جدول رقم (03): الاختبارات التشخيصية لنموذج ARDL

الاختبارات التشخيصية	JB	LM	ARCH	RESET
الاحصائية	χ^2=0.396365	F(2,8)= 0.404410	F(6,10)= 2.152497	F(1, 9)=1.923477
الاحتمال	0.820220	0.6803	0.1358	0.1989

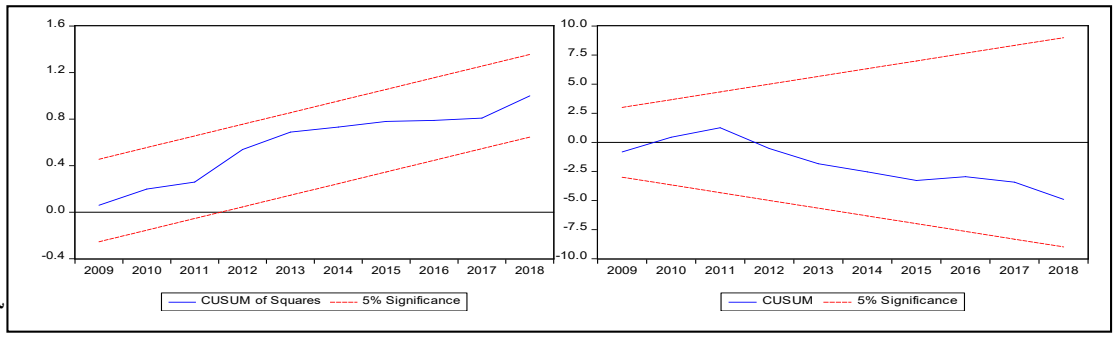
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على الملحق رقم (03) و برنامج (Eviews 9)

- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي(Jarque-Bera): من أجل دراسة فرضية بواقي الانحدار تتبع التوزيع الطبيعي نلجأ إلى اختبار(Jarque-Bera)، حيث نلاحظ من الجدول أعلاه أن احتمال إحصائية JB هو 0.820220 وهو أكبر من 0.05 وعليه نقبل الفرضية القائلة بأن بواقي معادلة الانحدار تتبع التوزيع الطبيعي في النموذج محل التقدير.
- اختبار مضاعف لاغرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي(Breush-Godfrey): يشير اختبار الارتباط التسلسلي بين الأخطاء العشوائية إلى أن احتمال F(2,8) تساوي 0.59 وهي أكبر من 0.05، مما يجعلنا نقبل فرضية العدم التي مفادها عدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي تسلسلي لبواقي معادلة الانحدار.
- اختبار الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين (ARCH): يشير اختبار (ARCH) إلى أن احتمال إحصائية F(6,10) تقدر بـ0.1358 وهي أكبر من 0.05 وبالتالي عدم رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المقدر.
- اختبار Ramsey Reset: الخاص بالتعرف على مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج من حيث نوع الشكل الدالي، نلاحظ أن احتمال إحصائية F(1, 9) تساوي 0.1989 وهي أكبر من 0.05، ومنه النموذج لا يعاني من مشكلة عدم ملائمة الشكل الدالي، أي قبول الشكل الدالي للمتغير التابع وفق محدداته التفسيرية.

ب-اختبار استقرار النموذج (Stability Test).

من أجل التأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من وجود أية تغيرات هيكلية فيها، لابد من استخدام الاختبارات المناسبة لذلك وهي اختبار المجموع التراكمي للبواقي CUSUM واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي CUSUMQ، وتكمن أهمية هذين الاختبارين في مدى وجود أي تغير هيكلي في البيانات، ومدى استقرار وانسجام المعلمات الطويلة الأجل مع معلمات القصيرة الأجل وهو ما يوضحه الشكل الموالي:

الشكل رقم (03): نتائج اختبار (cusum test) ونتائج اختبار (cusum of squares).

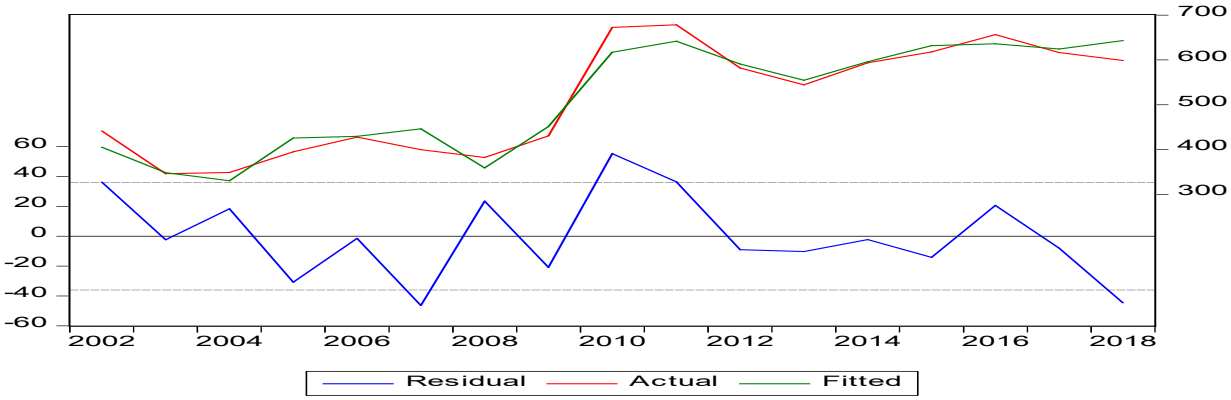


ستقرار بين متغيرات الدراسة وانسجام في النموذج بين نتائج تصحيح الخطأ في المدى القصير والطويل، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين CUSUM وCUSUMQ لهذا النموذج والذي يبين أن منحنى الأخطاء يقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وعليه فإنه لا يوجد حاجة إلى تقسيم الفترة (1999-2019) إلى فترات جزئية وبالتالي يمكن التعامل مع كامل فترة الدراسة كفترة زمنية واحدة.

ت- اختبار الأداء التنبؤي للنموذج المقدر

نظرا لان جودة النتائج المقدرة تعتمد على جودة الأداء التنبؤي للنموذج، فإنه من اللازم التأكد من أن هذا النموذج يتمتع بقدرة جيدة على التنبؤ خلال الفترة الزمنية للتقدير، هذا الأداء يمكن ملاحظته من خلال الشكل التالي الذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة للقيمة السوقية لسهم صيدال حيث نجدهما يكاد يتطابقان بشكل تقريبي، ومن ثم يمكن الاعتماد على نتائج هذا النموذج لأغراض تقييم سهم صيدال من طرف المساهمين و المستثمرين في البورصة فضلا عن تزويد الإدارة المالية للشركة بالتنبؤ من أجل إعداد السياسات المالية للمؤسسة لاسيما القرارات المتعلقة بتوزيع الأرباح.

الشكل رقم (04):القيم الفعلية والمقدرة للقيمة السوقية للسهم



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج (Eviews 9)

3- 7-تقدير وتحليل الأثر في الأجلين القصير والطويل

بعد التأكد من أداء النموذج إحصائيا وقياسيا، فإن المرحلة التالية تتضمن تقدير الأثر للأجلين القصير والطويل

أ- اختبار اتجاه السببية في المدى القصير

للتعرف على اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات في الأجل القصير فإنه سيتم الاستعانة باختبار سببية غرانجر Granger، حيث يبين الجدول التالي نتائج اختبار العلاقة السببية قصيرة الأجل بين متغيرات النموذج

الجدول رقم (04):نتائج اختبار سببية غرانجر

Pairwise Granger Causality Tests Lags: 2			
Prob.	**F-Statistic**	**Obs**	**الفرضية الصفرية**
0.0000	**29.8093**	**18**	**DN لا تسبب فيVN_1**
0.3370	**1.18380**	**18**	**VN_1 لا تسبب في DN**
0.0132	**6.33757**	**17**	**D(DN) لا تسبب في D(VN_1)**
0.4247	**0.92062**	**17**	**D(VN_1) لا تسبب في D(DN)**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج (Eviews 9)

على حسب اختبار غرانجر، مع الأخذ بعين الاعتبار فجوتين زمنيتين فإنه يلاحظ من الجدول أن المتغير توزيعات الأرباح DN يسبب في المتغير القيمة السوقية للسهم VN+1 عند مستوى معنوية 5% والعكس غير صحيح أي أن VN+1 لا تسبب في DN، وكذلك تغيرات المتغير DN (الفروق الأولى) تسبب في تغيرات المتغير VN+1 (الفروق الأولى) عند مستوى معنوية 5% والعكس غير صحيح أي أن d(VN+1) لا يسبب في d(DN) .

ب- اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج الحدود Bounds Test

للكشف عن وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة تم استخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL من خلال استخدام أسلوب اختبار الحدود Bounds Test المقترحة من قبل Pesaran et al. (2001) وذلك في إطار نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)، ويبين الجدول أدناه نتائج اختبار التكامل المشترك باستعمال منهجية اختبار الحدود Bounds Test، وذلك بالاعتماد على الملحق رقم (02) من خلال الفروض التالية:

الفرضية العدمية H0: عدم وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين المتغيرات

الفرضية البديلة H1: وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين المتغيرات

جدول رقم (05): اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج الحدود

الاختبار الإحصائي	**القيمة**	**k**
إحصائية F	**14.28402**	**1**
حدود القيمة الحرجة		
المعنوية	**الحد الأدنى**	**الحد الأقصى**
10%	**3.02**	**3.51**
5%	**3.62**	**4.16**
2.5%	**4.18**	**4.79**
1%	**4.94**	**5.58**

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على الملحق رقم (02) و برنامج (Eviews 9).

وتشير نتائج الجدول رقم (5) أن قيمة إحصائية F المحسوبة جاءت أكبر من قيمة الحد الأقصى5.58 عند مستوى المعنوية 1%، وفقا لذلك يتم قبول الفرضية البديلةH1 ورفض فرضية العدم H0 التي تنفي وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات،

ويعني ذلك وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين القيمة السوقية لسهم صيدال و توزيعات الأرباح وبالتالي وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة.

ت–اختبار اتجاه السببية في المدى الطويل

من أجل التأكد من اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات في الأجل الطويل فإنه سيتم الاعتماد على اختبار سببية Toda–yamamoto، حيث يبين الجدول التالي نتائج اختبار العلاقة السببية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج.

جدول رقم (06): اختبار سببية Toda–yamamoto

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
VN_1			المتغير التابع
الاحتمال	Chi–sq	df	المتغير الداخل
0.0000	59.61866	2	DN
DN			المتغير التابع
الاحتمال	Chi–sq	df	المتغير الداخل
0.3061	2.367597	2	VN_1

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج (Eviews 9)

يلاحظ من الجدول أن المتغير توزيعات الأرباح DN يسبب في المتغير القيمة السوقية للسهم VN+1 عند مستوى معنوية 5% والعكس غير صحيح أي أن VN+1 لا تسبب في DN .

ث–تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)

سوف نقوم بتقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM، والذي يشمل على تقدير معالم النموذج على المدى القصير والطويل في معادلة واحدة، حيث تتم صياغة نموذج UECM ضمن إطار نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL ومن خلال الملحق رقم (02) نعرض نتائج التقدير الموضحة في المعادلة التالية:

$$d(VN+1)_t = 256.5966 + 0.413953\,d(VN+1_{(t-1)}) + 0.249496\,d(VN+1_{(t-2)}) + 0.031076\,d(DN)_t$$
Prob(t-statistic) (0.0009) (0.0024) (0.0961) (0.9804)

$$-6.275085\,d(DN_{(t-1)}) + 13.52445\,DN_{(t-1)} - 1.297704\,VN+1_{(t-1)}$$
(0.0068) (0.0001) (0.0001)

حيث : t تعبر عن الفترة الزمنية ، أسفل كل معلم ما بين القوسين () تعبر عن احتمال إحصائية ستيودنت للمقدرة

0.000821 = Prob(F-statistic) ، R^2=0.862086

نلاحظ من خلال معطيات التقديرية والإحصائية أعلاه أن معامل التحديد بلغ 0.862086 و الذي يدل على جودة توفيق النموذج بحيث أن المتغيرات المستقلة للنموذج تفسر 86.21 % من التغيرات الحاصلة للمتغير التابع d(VN+1) كما أن احتمال إحصائية فيشر تساوي 0.000821 مما يعني أن النموذج ككل له معنوية إحصائية.

ج– تقدير معاملات العلاقة طويلة الأجل

يبين الملحق رقم (02) في جزءه الأسفل على معاملات العلاقة الطويلة الأجل والتي تظهر من خلال معادلة حد تصحيح الخطأ ECT التالية:

Cointeq = VN+1 - (10.4218*DN + 197.7312)
Prob(t-Statistic) (0.0000) (0.0000)
حيث : أسفل كل معلم ما بين القوسين () تعبر عن احتمال إحصائية ستيودنت للمقدرة

نلاحظ أن كلا المقدرتين جاءت معنوية عند مستوى 1 % باحتمال إحصائية t 0.0000، حيث يمكن تفسير معامل المتغير المستقل DN على أنه كل زيادة في المتغير المستقل توزيع الأرباح DN بوحدة نقدية واحدة (1 دج) سيتغير المتغير التابع القيمة السوقية لسهم صيدال VN+1بـ 10.4218 دج على المدى الطويل، ومن خلال المعادلة الطويلة الأجل يمكننا تفسير انخفاض القيم السوقية للسهم عن قيمة الإصدار منذ إصدار السهم سنة 1999 من خلال توزيعات الأرباح المتدنية عن توزيعات الأرباح المقابلة لقيمة الإصدار والبالغة 800 دج للسهم الواحد والتي يمكن حسابها بافتراض أن حد تصحيح الخطأ مساوي للصفر فإن:

VN+1 = 10.4218*DN + 197.7312
DN = (VN+1 - 197.7312) /10.4218
DN^* = (800 - 197.7312) /10.4218 = 57.8

ومعنى ذلك ولكي تستعيد القيمة السوقية للسهم قيمتها عند أول إصدار فإنه يتوجب أن تتمركز توزيعات الأرباح في المدى الطويل على قيمة 57.8.

ح- تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM)

يمثل تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) التعبير عن المتغيرات المستعملة بصيغة الفرق الأول مع إضافة حد تصحيح الخطأ المتباطئ زمنيا لفترة واحدة (ECM-1) كمتغير تفسيري، حيث تكمن أهمية تقدير حد تصحيح الخطأ في قياس سرعة تكييف الاختلال في الأجل القصير إلى التوازن في الأجل الطويل ومن خلال الملحق رقم (02) في جزئه الأعلى نعرض مقدرات معلمات الأجل القصير كما يلي :

$d(VN+1)_t$ =0.413953$d(VN+1_{(t-1)})$+0.249496$d(VN+1)_{(t-2)}$ +0.031076 $d(DN)_t$
Prob(t-statistic) (0.0012) (0.0627) (0.9772)
-6.275085 $d(DN_{(t-1)})$ -1.297704 $CointEq_{(t-1)}$
(0.0038) (0.0000)
حيث : t تعبر عن الفترة الزمنية ، أسفل كل معلم ما بين القوسين ()تعبر عن احتمال إحصائية ستيودنت للمقدرة

يعد معامل حد تصحيح الخطأ ECM أهم معامل في نتائج معاملات الأجل القصير في نموذج ARDL، حيث نلاحظ أن حد تصحيح الخطأ المبطئ لفترة زمنية واحدة جاءت معنوية عند مستوى 1 % مع الإشارة السالبة حيث تؤكد وتدعم وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين المتغيرات، ويدل كذلك على وجود علاقة سببية في الأجل الطويل للمتغير المستقل DN باتجاه المتغير التابع VN+1، ويعبر هذا المقدر على سرعة تكييف النموذج للانتقال من اختلالات الأجل القصير إلى التوازن طويل الأجل، حيث تشير قيمة معامل حد تصحيح الخطأ البالغة 1.297704 إلى أن القيمة السوقية لسهم صيدال يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة (t-1) والتي تعادل 130 % - هو معدل عالي نسبيا -،

أي أنه عندما تنحرف القيمة السوقية للسهم خلال الفترة القصيرة (t-1) عن القيمة التوازنية في المدى البعيد، فإنه سيتم تصحيح ما يعادل 130 % من هذا الانحراف في الفترة (t) إلى أن يصل إلى التوازن في المدى الطويل بعد أقل من سنة واحدة .

الخاتمة:

حاولنا من خلال هذه الدراسة إلى التعرف على مدى تأثير توزيعات الأرباح لشركة صيدال على قيمة أسهمها في بورصة الجزائر خلال الفترة (1999-2019)، حيث تم استخدام أسلوب التحليل القياسي للبيانات المالية السنوية بالاعتماد على طريقةARDL، حيث يمكن أن نلخص أهم نتائج الدراسة والتوصيات كما يلي:

نتائج الدّراسة:

بناءا على نتائج التحليل القياسي التي تم التوصل إليها يمكن إدراج أهم نتائج الدراسةكما يلي:

أظهرت الدراسة من خلال النموذج الأساسي لطريقة ARDL أن توزيعات الأرباح بدون إبطاءات ضعيفة التأثير على القيمة السوقية للسهم وغير معنوية إحصائيا، في حين أن كل من توزيعات الأرباح المبطئة لفترة زمنية واحدة والمبطئة لفترتين زمنيتين لهما تأثير كبير ومعنوي وهو ما يتوافق مع النظرية المالية والدراسات التطبيقية السابقة.

أشارت نتائج اختبار السببية حسب كل من اختبار Granger واختبار سببية Toda-yamamoto، إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من المتغير المستقل (توزيع الأرباح) إلى المتغير التابع (القيمة السوقية للسهم)، في كل من الأجلين القصير والطويل والعكس غير صحيح، أي أنه لا توجد علاقة سببية من القيمة السوقية للسهم تجاه توزيعات الأرباح.

من خلال نتائج اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج الحدود Bounds Test تم التوصل إلى وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين القيمة السوقية لسهم صيدال و توزيعات الأرباح، وكما أكد ذلك معامل حد تصحيح الخطأ المبطئ لفترة زمنية واحدة في نموذج تصحيح الخطأ(ECM) حيث جاء معنوي مع الإشارة السالبة حيث تدعم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة.

بلغت قيمة معامل حد تصحيح الخطأ 1.297704 ويعبر هذا المقدر عن سرعة تكييف النموذج للانتقال من اختلالات الأجل القصير إلى التوازن طويل الأجل، أي أنه عندما تنحرف القيمة السوقية للسهم خلال الفترة القصيرة (t-1) عن القيمة التوازنية في المدى البعيد، فإنه سيتم تصحيح ما يعادل 130 % من هذا الانحراف في الفترة (t) إلى أن يصل إلى التوازن في المدى الطويل بعد أقل من سنة واحدة.

التوصيات :

نوصي باستخدام النموذج لأغراض تقييم سهم صيدال من طرف المساهمين والمستثمرين في البورصة.

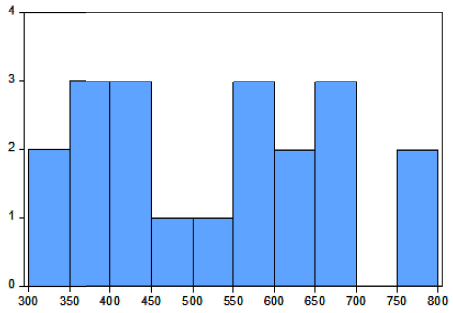
ضرورة اهتمام الإدارة المالية للشركة بالتحليل القياسي من أجل معرفة محددات قيمة السهم في البورصة.

نوصي باستخدام النموذج من أجل إعداد السياسات المالية لشركة صيدال خاصة تلك المتعلقة بتوزيعات الأرباح.

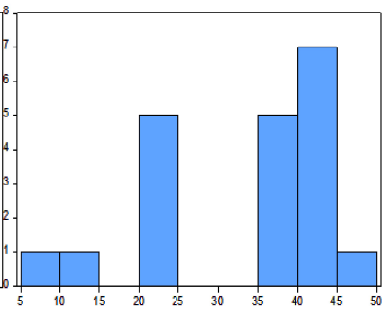
إعادة النظر في نصيب الأرباح الذي يوزع على المساهمين وضرورة رفعه من أجل أن تستعيد القيمة السوقية للسهم قيمتها أعلى من قيمتها عند أول إصدار.

الملاحق:

الملحق رقم (01):

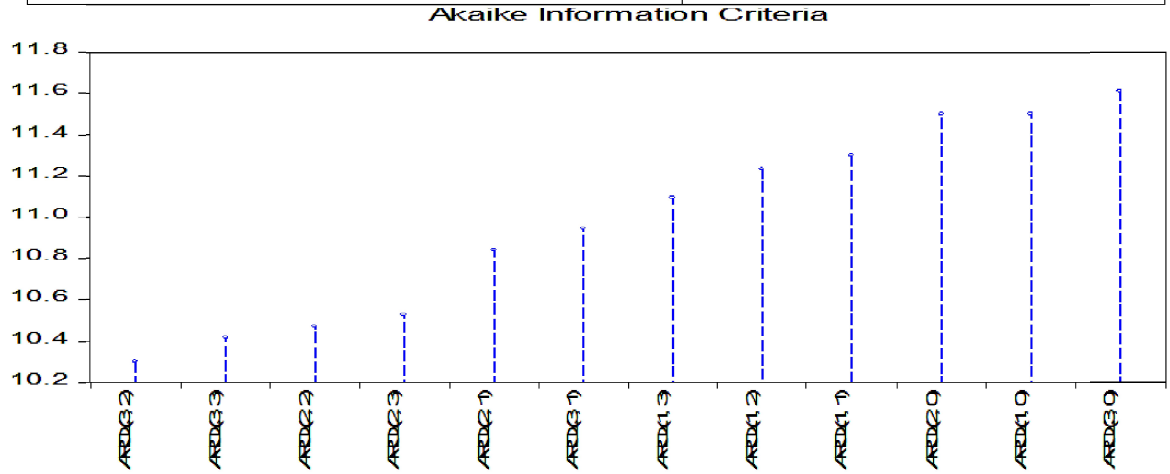


Series: VN+1	
Sample 1999 2018	
Observations 20	
Mean	539.5847
Median	563.0969
Maximum	783.6039
Minimum	346.1482
Std. Dev.	138.0691
Skewness	0.177315
Kurtosis	1.878461
Jarque-Bera	1.153009
Probability	0.561859



Series: DN	
Sample 1999 2018	
Observations 20	
Mean	31.42500
Median	35.00000
Maximum	45.00000
Minimum	9.000000
Std. Dev.	10.80360
Skewness	-0.769475
Kurtosis	2.278993
Jarque-Bera	2.406849
Probability	0.300164

معامل الارتباط بين المتغيرات	DN
VN+1	0.4735961408045998



الملحق رقم (02):

Dependent Variable: VN+1
Method: ARDL
Date: 05/16/20 Time: 00:38
Sample (adjusted): 2002 2018
Included observations: 17 after adjustments
Maximum dependent lags: 3 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (2 lags, automatic): DN
Fixed regressors C
Number of models evaluated: 9
Selected Model: ARDL(3, 2)

Variable	Coef t	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
VN+1(-1)	0.116248	0.216285	0.537478	0.6027
VN+1(-2)	-0.164457	0.182004	-0.903590	0.3875
VN+1(-3)	-0.249496	0.135851	-1.836537	0.0961
DN	0.031076	1.231718	0.025229	0.9804
DN(-1)	7.218294	1.254856	5.752289	0.0002
DN(-2)	6.275085	1.848736	3.394257	0.0068
C	256.5966	55.40959	4.630905	0.0009
R-squared	0.944158	Mean dependent var		513.6451
Adjusted R-squ	0.910653	S.D. dependent var		120.4988
S.E. of regression	36.01833	Akaike info criterion		10.29883
Sum squared resid	12973.20	Schwarz criterion		10.64192
Log likelihood	-80.54009	Hannan-Quinn criter.		10.33294
F-statistic	28.17942	Durbin-Watson stat		1.990293
Prob(F-statistic)	0.000010			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Date: 05/16/20 Time: 00:43
Sample: 2002 2018
Included observations: 17
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	14.28402	1
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	3.02	3.51
5%	3.62	4.16
2.5%	4.18	4.79
1%	4.94	5.58

Test Equation:
Dependent Variable: D(VN+1)
Method: Least Squares
Date: 05/16/20 Time: 00:43
Sample: 2002 2018
Included observations: 17

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VN+1(-1))	0.413953	0.102877	4.023747	0.0024
D(VN+1(-2))	0.249496	0.135851	1.836537	0.0961
D(DN)	0.031076	1.231718	0.025229	0.9804
D(DN(-1))	-6.275085	1.848736	-3.394257	0.0068
C	256.5966	55.40959	4.630905	0.0009
DN(-1)	13.52445	2.219192	6.094314	0.0001
VN+1(-1)	-1.297704	0.200049	-6.486927	0.0001
R-squared	0.862086	Mean dependent var		5.945909
Adjusted R-squared	0.779338	S.D. dependent var		76.67604
S.E. of regression	36.01833	Akaike info criterion		10.29883
Sum squared resid	12973.20	Schwarz criterion		10.64192
Log likelihood	-80.54009	Hannan-Quinn criter.		10.33294
F-statistic	010.41818	Durbin-Watson stat		1.990293
Prob(F-statistic)	.000821			

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Original dep. variable: VN_1
Selected Model: ARDL(3, 2)
Date: 05/16/20 Time: 00:41
Sample: 1999 2018
Included observations: 17

Cointegrating Form

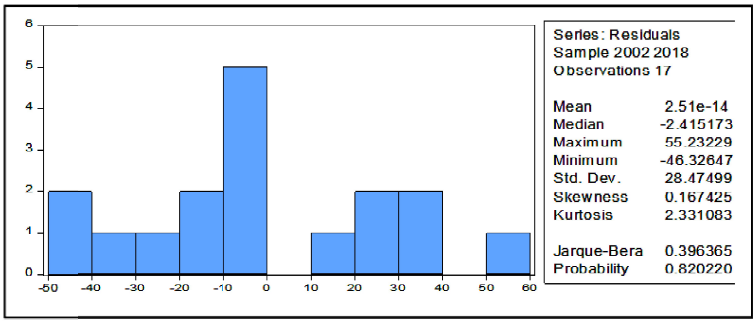
Variable	Coef t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VN_1(-1))	0.413953	0.092314	4.484198	0.0012
D(VN_1(-2))	0.249496	0.119139	2.094167	0.0627
D(DN)	0.031076	1.062722	0.029242	0.9772
D(DN(-1))	-6.275085	1.677265	-3.741259	0.0038
CointEq(-1)	-1.297704	0.180967	-7.170946	0.0000

Cointeq = VN_1 - (10.4218*DN + 197.7312)

Long Run Coefficients

Variable	Coef t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DN	10.421832	0.825696	12.621883	0.0000
C	197.731172	26.670481	7.413858	0.0000

الملحق رقم (03):



Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specif: VN_1 VN_1(-1) VN_1(-2) VN_1(-3) DN DN(-1) DN(-2) C
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.386895	9	0.1989
F-statistic	1.923477	(1,9)	0.1989

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	2284.406	1	2284.406
Restricted SSR	12973.20	10	1297.320
Unrestricted SSR	10688.79	9	1187.644

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: VN_1
Method: ARDL
Date: 05/16/20 Time: 00:55
Sample: 2002 2018
Included observations: 17
Maximum dependent lags: 3 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (2 lags, automatic):
Fixed regressors: C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
VN_1(-1)	0.157611	0.286035	0.551020	0.5950
VN_1(-2)	0.166954	0.295679	0.564647	0.5861
VN_1(-3)	0.108597	0.289070	0.375678	0.7159
DN	-0.341293	1.208701	-0.282364	0.7841
DN(-1)	-4.333176	8.415109	-0.514928	0.6190
DN(-2)	-3.865483	7.522628	-0.513847	0.6197
C	247.8862	53.38641	4.643245	0.0012
FITTED^2	0.001677	0.001209	1.386895	0.1989
R-squared	0.953991	Mean depend var		513.6451
Adjusted R-squared	0.918206	S.D. dependent var		120.4988
S.E. of regression	34.46220	Akaike info criterion		10.22279
Sum squared resid	10688.79	Schwarz criterion		10.61489
Log likelihood	-78.89372	Hannan-Quinn criter.		10.26177
F-statistic	26.65912	Durbin-Watson stat		1.562326
Prob(F-statistic)	0.000025			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.404410	Prob. F(2,8)	0.6803
Obs*R-squared	1.560928	Prob. Chi-Square(2)	0.4582

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL
Date: 05/16/20 Time: 00:51
Sample: 2002 2018
Included observations: 17
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coef	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VN_1(-1)	0.212013	0.343506	0.617202	0.5543
VN_1(-2)	-0.187412	0.284984	-0.657623	0.5292
VN_1(-3)	0.115535	0.194430	0.594223	0.5688
DN	-0.275977	1.352932	-0.203985	0.8435
DN(-1)	0.070088	1.388939	0.050462	0.9610
DN(-2)	-1.178499	2.393131	-0.492451	0.6356
C	-29.87344	71.82697	-0.415908	0.6884
RESID(-1)	-0.328858	0.524897	-0.626519	0.5484
RESID(-2)	0.326453	0.465540	0.701235	0.5030
R-squared	0.091819	Mean dependent var		2.51E-14
Adjusted R-squ	-0.816361	S.D. dependent var		28.47499
S.E. of regression	38.37644	Akaike info criterion		10.43782
Sum squared resid	11782.01	Schwarz criterion		10.87893
Log likelihood	-79.72144	Hannan-Quinn criter.		10.48166
F-statistic	0.101102	Durbin-Watson stat		1.431949

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.152497	Prob. F(6,10)	0.1358
Obs*R-squared	9.581274	Prob. Chi-Square(6)	0.1434
Scaled explained SS	2.206483	Prob. Chi-Square(6)	0.8998

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/16/20 Time: 00:52
Sample: 2002 2018
Included observations: 17

Variable	Coef	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3549.186	1166.613	3.042300	0.0124
VN_1(-1)	-7.267871	4.553742	-1.596022	0.1416
VN_1(-2)	2.151225	3.831966	0.561389	0.5869
VN_1(-3)	-5.594298	2.860263	-1.955869	0.0790
DN	-64.95684	25.93302	-2.504792	0.0312
DN(-1)	65.55387	26.42018	2.481205	0.0325
DN(-2)	90.86082	38.92393	2.334317	0.0417
R-squared	0.563604	Mean dependent var		763.1293
Adjusted R-squared	0.301767	S.D. dependent var		907.5387
S.E. of regression	758.3424	Akaike info criterion		16.39305
Sum squared resid	5750832.	Schwarz criterion		16.73614
Log likelihood	-132.3409	Hannan-Quinn criter.		16.42715
F-statistic	2.152497	Durbin-Watson stat		1.133027
Prob(F-statistic)	0.135841			

المراجع :

باللغة العربية:

1. رشيد حفصي. (2016). دراسة وتحليل تأثير سياسة توزيع الأرباح على أداء أسهم المؤسسات المدرجة في السوق المالي – حالة سوق دبي المالي في الفترة ما بين 2011–2014 –. *المجلة الجزائرية للدراسات المحاسبية والمالية* (02)، الصفحات 39–52.
2. ضياء عبد الرسول هند. (2015). اختبار اثر العلاقة بين التوزيعات الارباح والقيمة السوقية للأسهم باستخدام بعض من أدوات التحليل المالي – دراسة تطبيقية لعينة من الشركات المدرجة في سوق العراق للأوراق المالية للفترة من 2010–2014 –. *مجلة المثنى للعلوم الادارية والاقتصادية – المحور المحاسبي*، *5* (1)، الصفحات 207–220.
3. عبد الحق قنون، و عبد الغني دادن. (ماي, 2019). أثر سياسة توزيع الأرباح على القيمة البورصية للمؤسسات الاقتصادية "دراسة حالة سوق قطر للأوراق المالية خلال الفترة 2013–2016 ". *مجلة الدراسات الاقتصادية الكمية* (04)، الصفحات 27–28.
4. عبد القادر بريش، و عيسى بدروني. (جوان, 2013). محددات سياسة توزيع الأرباح في المؤسسات الخاصة الجزائرية. *مجلة الأكاديمية للدراسات الاجتماعية والانسانية. أ/ قسم العلوم الاقتصادية والقانونية* (10)، الصفحات 12–22.
5. عبد الوهاب دادن، و حورية بديدة. (ديسمبر, 2011). تأثير سياسة توزيع الأرباح على قيمة الشركات المدرجة في المؤشر CAC40 تحليل احصائي خلال الفترة 2007–2009. *أبحاث اقتصادية وادارية* (10)، الصفحات 1–25.
6. كامل ال شبيب دريد. (2016). *ادارة مالية الشركات المتقدمة*. عمان: دار اليازوري العلمية.
7. مرعي عبد الرحمن، و زكريا نائلة. (2013). أثر سياسة توزيع الأرباح على القيمة السوقية للسهم – دراسة ميدانية –. *مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية – سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية*، *35* (5)، الصفحات 279–299.
8. منير ابراهيم هندي. (2003). *الادارة المالية – مدخل تحليلي معاصر* (الإصدار الطبعة الخامسة). الاسكندرية: المكتب العربي الحديث.

باللغة الأجنبية :

9. Farrukh, K., Irshad, S., Khakwani, M. S., Ishaque, S., & Ansari, N. Y. (2017). Impact of dividend policy on shareholders wealth and firm performance in Pakistan. *Cogent Business & Management, 4*, pp. 1-11.
10. Irandoost, R., Hassanzadeh, R. B., & Salteh, H. M. (2013). The effect of dividend policy on stock price volatility and investment decisions. *European Online Journal of Natural and Social Sciences, II* (3(s)), pp. 51-59.
11. Khaled, H., Chijoke, O. M., & Aruoriwo, M. C.-M. (2011, January). Dividend Policy and Share Price Volatility: UK Evidence. *The Journal of Risk Finance, 12* (1), pp. 1-21.
Memon, N. A., Channa, N., & khaso, I. (2017). impact of dividend policy on market prices of shares: Evidence from Pakistan. *Journal of Business Strategies, 11* (2), pp. 57–72.
12. Miller, M. H., & Modigliani, F. (1961, Oct). Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares. *The* Journal *of Business, 34* (4), pp. 411-433.
13. Ozuomba, C., Anichebe, A., & Okoye, P. (2016). The effect of dividend policies on wealth maximization – a study of some selected plcs. *Cogent Business & Management, 3*, pp. 1-15.
14. PURMESSUR, R. D., & BOODHOO, R. (2009, March). Signalling Power of Dividend on Firms' Future Profits - A Literature Review. *International Interdisciplinary Journal*, pp. 1-9.