دراسة مقارنة لنماذج تسعير الأصول الرأسمالية في تفسير عوائد الأسهم في بورصة الجزائر

A comparative study of capital asset pricing models in the interpretation of stock returns on the Algiers Stock Exchange

بدروني عيسى، جامعة محمد بوضياف المسيلة، aissa.bedrouni@univ-msila.dz
حمزة غربي، جامعة محمد بوضياف المسيلة، hamza.gharbi@univ-msila.dz

تاريخ الاستلام:2020/04/08 تاريخ القبول:2020/06/04 تاريخ النشر :2020/06/29

ملخص:

تهدف هذه الورقة البحثية إلى المقارنة بين نموذج تسعير الأصول الرأسمالية ونموذج التسعير المرجح، بالاعتماد على تغيرات عوائد سهم بيوفارم، قسمت فترة الدراسة إلى فترتين جزئيتين، خصصت الأولى لتقدير النموذجين، فيما خصصت الثانية لمعرفة أي النموذجين أكثر تفسيرا لتغيرات عوائد السهم في بورصة الجزائر.

توصلت هذه الدراسة التجريبية إلى أن كلا النموذجين يصلح لتفسير تغيرات سعر الأوراق المالية في بورصة الجزائر، وأن نموذج تسعير الأصول الرأسمالية الأكثر كفاءة في التفسير.

الكلمات المفتاحية : نموذج تسعير الأصول الرأسمالية؛ نموذج التسعير المرجح؛ بورصة الجزائر؛ سهم بيوفارم.

تصنيف *JEL* : E62، N27.

Abstract:

This research paper aims to compare the CAPM and APT, depending on the changes in the BIOPHARM stock returns, the study period was divided into two partial periods, the first was devoted to estimating the two models, while the second was devoted to know which of the two models are valid. This empirical study concluded that both models are suitable for explaining the return on Algeria Stock Exchange, and that CAPM is the most efficient one in interpretation.

keyword: C APM; APT; Algeria Stock Exchange; BIOPHARM Share.

JEL classification code : E62, N27**.**

المؤلف المرسل: حمزة غربي، الإيميل: hamza.gharbi@univ-msila.dz

1. مقدمة:

تؤدي السوق المالية دورا مهما في عملية التنمية الاقتصادية، وذلك نظرا لما تمثله من عامل جذب المدخرات. وعملية جذب مدخرات المستثمرين تكون بهدف الحصول على عائد مناسب يعوض المستثمر مقابل تنازله عن الاستخدام الحالي لمدخراته، وما يغطي المخاطر الناجمة عليه. وأول خطوة يقوم بها المستثمر هي تقييم الأوراق المالية بهدف ما إذا كان عائد الورقة المالية يناسب عائده المطلوب.

وفي إطار تقييم الأوراق المالية، ظهرت عدة نماذج، منها نموذج تسعير الأصول الرأسمالية، الذي وضع من طرف شارب Sharpe(1964)، وعدل من طرف لينتنر Lintner(1965)، وموسين Mossin(1966). ومن نتائج نموذج تسعير الأصول الرأسمالية، أن عائد الأوراق المالية يكون تبعا لعوائد السوق المالية. ثم ظهر نموذج التسعير المرجح من طرف روس Ross(1976) بديلا لنموذج تسعير الأصول الرأسمالية، حيث أكدت نتائج هذا النموذج أن عوائد الأوراق المالية تابعة لعوامل عديدة، منها عوامل الاقتصاد الكلي.

في هذا المقال، سيتم الإجابة على السؤال الموالي:

أي النموذجين أدق في تقييم عائد سهم بيوفارم المدرج في بورصة الجزائر؟

يمكن عرض الأسئلة الفرعية كما يلي:

- هل يفسر نموذج التسعير المرجح التغيرات في عائد سهم بيوفارم؟
- هل يفسر نموذج تسعير الأصول الرأسمالية التغيرات في عائد سهم بيوفارم؟
- أي النموذجي أقرب لتقدير عائد سهم بيوفارم؟

بالنسبة للفرضيات، فإنها تتمثل فيما يلي:

- يفسر نموذج التسعير المرجح تغيرات عائد سهم بيوفارم، لأن العائد يرتبط بالعوامل الاقتصادية، مثل سعر النفط، معدل العائد الخالي من المخاطرة وغيرها؛
- لا يفسر نموذج تسعير الأصول الرأسمالية التغير في عائد سهم بيوفارم، لأن هذا النموذج يعتمد على المخاطر النظامية، والتي لا يمكن تقديرها في السوق المالية الجزائرية؛
- نموذج التسعير المرجح أقرب لتقدير عوائد سهم بيوفارم مقارنة بنموذج تسعير الأصول الرأسمالية.

وللإجابة عن سؤال المقال، والتأكد من صحة الفرضية، فإنه سيتم أولا عرض الجانب النظري لكلا النموذجين والافتراضات الأساسية التي قامت عليهما، ثم تقديم الصيغة الرياضية لكل نموذج، وبعدها تقييم عائد سهم بيوفارم حسب نموذج تسعير الأصول الرأسمالية ونموذج التسعير المرجح تجريبيا، وبعده المقارنة بينها.

2. نظرية تقييم الأصول:

يتمثل هدف نظريات تقييم الأصول المالية في إعطاء القيمة النظرية للأصل المالي، وسيتم التمييز بين نظرية تسعير الأصول الرأسمالية ونظرية التسعير المرجحة.

1.2. نظرية تسعير الأصول الرأسمالية:

يعد نموذج تسعير الأصول الرأسمالية Capital Assets Pricing Model (CAPM) أول نموذج كمي في الاقتصاد المالي الذي يعبر عن العلاقة بين العائد المتوقع للأصول المالية والمخاطر، حيث وضع بشكل رئيسي من طرف شارب Sharpe(1964) وعدل من طرف لينتنر Lintner(1965) وموسين Mossin(1966)، حيث جاء النموذج بعد أكثر من عشر سنوات من إرساء ماركوفيتز Markowitz لأسس إدارة المحفظة المالية الحديثة سنة 1952، حيث يمتاز نموذج تسعير الأصول الرأسمالية بالبساطة والسهولة، ومازال تطبيقه

العملي ساري إلى حد اليوم. تقوم نظرية تسعير الأصول الرأسمالية على عدة فرضيات، في معظمها غير واقعية.(Zvin, Ales, & Alla, 2009, p. 280)

يشرح نموذج تسعير الأصول الرأسمالية عائد الأصل المالي بدلالة المخاطرة، حيث تعطى العلاقة بين المخاطرة والعائد للأصول المالية حسب النموذج بواسطة خط سوق الأوراق المالية، فباعتبار أن المستثمر يمكنه تجنب المخاطر غير النظامية من خلال التنويع الكفؤ (Zvin, Ales, & Alla, 2009, p. 320). وعليه، فإن مساهمة خطر الأصل المالية في المخاطرة الكلية للمحفظة هي المخاطر المنتظمة فقط.

تعبر المخاطر المنتظمة عن مدى حساسية عائد الأصل المالي بالنسبة للتقلبات في عائد محفظة السوق، وتقاس هذه المخاطر من خلال معامل بيتا β، والذي يعبر عن ميل خط سوق الأوراق المالية، ويمكن اعتباره أحد مقاييس خطر الأصول المالية والمحافظ على حد سواء، وتعطى الصيغة الرياضية لنموذج تسعير الأصول الرأسمالية كما يلي:

$$E(R_j) = R_f + [E(R_m) - R_f]\beta_j$$

تمثل:

- $E(R_j)$ العائد المتوقع للأصل المالي j.
- r_f عائد الأصل المالي الخالي من المخاطرة.
- $E(r_m)$ العائد المتوقع لمحفظة السوق.
- β_j معامل بيتا للأصل المالي i، و$\beta_i = {}^{2}_{im}/\sigma^2_m$. علما أن ${}^{2}_{m}$ تمثل تباين عائد محفظة السوق، أما σ^2_{im} فهي التباين المشترك لعائد محفظة السوق وعائد الأصل المالي i.

يساوي معامل بيتا السوق الواحد، كما يساوي معامل بيتا للأصل بدون مخاطرة الصفر، وفي حالة التوزان، فإن جميع الأصول المالية تكون على خط سوق الأوراق المالية.

أما الصيغة الرياضية لخط سوق الأوراق المالية فتعطى كما يلي:

$$R_{jt} = R_f(1 - \beta_j) + \beta_j R_{mt} + \xi_{jt}$$

يتم تقسيم علاوة المخاطرة إلى قسمين رئيسيين، وهما أن قيمة المخاطر تساوي الفرق بين العائد المتوقع لمحفظة السوق وعائد الأصل الخالي من المخاطرة. أما القسم الثاني، فيتمثل في معامل استجابة الأصول ذات مخاطرة لتغيرات محفظة السوق، والتي يطلق عليها بمعامل بيتا β.(Fontaine & Hillion, 1992, p. 141) . أيد Black(1972) نموذج تسعير الأصول الرأسمالية، إلا أنه انتقد استخدام مؤشر السوق كوكيل أو نائب عن محفظة السوق. (Grigoris M. , 2006, pp. 88-89)

2.2. نموذج التسعير المرجح:

تم تصميم نموذج التسعير المرجح للأصول المالية من طرف روس Ross(1976) بديلا لنموذج تسعير الأصول الرأسمالية، يقوم على عدة فرضيات من أجل تكوين محفظة المراجحة، حيث يقترح نموذج التسعير المرجح وجود عدة عوامل اقتصادية تؤثر على عوائد الأصول المالية، وتنقسم هذه العوامل إلى قسمين، قسم يضم عددا من العوامل التي تؤثر على جميع الأصول المالية دون تمييز، وهي عوامل نظامية، وعوامل تؤثر على أصل مالي أو مجموعة خاصة متجانسة من الأصول المالية، وتستجيب عوائد الأصول المالية لتلك العوامل بالارتفاع أو الانخفاض. ويعتبر هذا الاقتراح الفرضية الأساسية والقاعدية لنموذج التسعير المرجح. يقوم نموذج التسعير المرجح للأصول على عدة فرضيات، تتشابه في جزء منها مع نظرية المحفظة لماركويتز ونظرية تسعير الأصول الرأسمالية.

تعتمد نظرية التسعير المرجح على نظرية التوازن، وذلك في حالة المنافسة الكاملة لأسواق رأس المال، كما تعتمد على النموذج الاقتصادي لأراو ديبرو Arrow Debreu بخصوص التوازن التنافسي العام، والذي يعرض عوائد الأصول المالية عند حالات طبيعة مختلفة. (Roll & Ross, 1980, pp. 1076–1077) وحالة الطبيعة المستخدمة في نموذج التسعير المرجح هي انعدام فرص تحقيق أرباح من خلال المراجحة عند التوازن في أسواق رأس المال، على اعتبار أن السلع المتماثلة والمتجانسة يجب أن يكون لها نفس السعر، وهذا ما يعبر عنه بقانون السعر الواحد. (الراوي، 1999، صفحة 156)

تم صياغة نموذج التسعير المرجح كما يلي:

$$R_{it} = E_i + \beta_{i1} f_{1t} + \beta_{i2} f_{2t} + \cdots + \beta_{ik} f_{kt} + \xi_{it}$$

حيث:

- R_{it}: المردودية المسجلة في وقت لاحق في الزمن t للأصل i المحسوب في الزمن $t-1$، t.
- E_i: الربحية المتوقعة للأصل i.
- β_{i1}: معامل حساسية الأصل i للعامل الأول، أو مقياس المخاطرة الأول المقدر.
- β_{ik}: معامل حساسية الأصل i للعامل رقم k، أو مقياس المخاطرة k المقدر.
- f_{1t}: القيمة المعطاة للعامل الأول في الزمن t.
- f_{kt}: القيمة المعطاة للعامل k في الزمن t.
- ξ_{it}: المردودية غير المتوقعة الناجمة بسبب العوامل النظامية في الزمن t.

مع: $E(f_{kt}) = 0$، $E(\xi_{it}) = 0$، $E(\xi_i, \xi_j) = 0$.

يساوي عائد المحفظة مجموع العوائد المرجحة بالأوزان النسبية لجميع الأصول المالية المكونة لهاته المحفظةw_i، وعلى اعتبار أن $\beta_{ik} \neq 0$، فإنه يمكن كتابة عائد المحفظة على الشكل المبين في العلاقة:

$$R_p = (w_1R_1 + w_2R_2 + \cdots + w_nR_n) + (w_1\beta_1 + w_2\beta_2 + \cdots + w_n\beta_n)F + (w_1\xi_1 + w_2\xi_2 + \cdots + w_n\xi_n)$$

باعتبار أن F تمثل شعاع العوامل الخاصة المؤثرة على عائد الأصول المالية. الملاحظ من الصيغة الرياضية السابقة أن حالة عدم التأكد توجد في الجزء الثالث من المعادلة، والذي من الممكن أن يتضاءل في المحافظ الكبيرة والمنوعة. (الشهاب، 2015، صفحة 120)

3. الدراسة الميدانية:

في هذا الجزء، سيتم تقدير كلا من نموذج التسعير المرجع (APT) ونموذج تسعير الأصول الرأسمالية (CAPM)، ثم المقارنة بينها بإجراء الاختبارات الإحصائية المناسبة.

1.3. متغيرات الدراسة:

بالنسبة لنموذج التسعير المرجح، فإنه يعتمد على تقييم عائد أصل بيوفارم بناء على عوامل الاقتصاد الكلي، وبالتالي فإن المتغير التابع هو عائد سهم بيوفارم R_{bt}، ويحسب كما يلي:

$$R_{bt} = \frac{Cours_{bt} - Cours_{bt-1}}{Cours_{bt-1}}$$

علما أن $Cours_{bt}$ تمثل سعر سهم بيوفارم في الزمن t.

ومن خلال بورصة الجزائر، تم الحصول على أسعار سهم بيوفارم النصف أسبوعية ابتداء من أفريل 2016 (تاريخ الاكتتاب في البورصة) إلى غاية 2019/12/31، وبعد حساب المتوسط الشهري لأسعار السهم، تم حساب عائد سهم بيوفارم الشهري من ماي 2016 إلى غاية ديسمبر 2019.

أما فيما يتعلق بالمتغيرات المستقلة، فإنها تتمثل في متغيرات الاقتصاد الكلي حسب ما يقوم به نموذج التسعير المرجح والتي تم الحصول عليها.

أثبتت العديد من الدراسات التجريبية وجود علاقة طردية بين التضخم والأسهم، ذلك لأن الشركات تزيد من أسعار منتجاتها في أوقات التضخم في حين بقاء العديد من التزاماتها ثابتة. من جهة أخرى، أكد العديد من الباحثين العلاقة العكسية بين التضخم وأسعار الأسهم، وذلك لأن التضخم يؤدي إلى رفع معدلات الفائدة، وهو ما يحفز المستثمرين إلى التوجه نحو السندات، مما يجعل السندات أكثر تفضيلا من الأسهم. أكدا Fama(1971) و Balduzzi(1955)، (Balduzzi, 1995, p. 47) وجود علاقة عكسية بين التضخم وأسعار الأسهم، بينما توصل Kaul (1987) (Kaul, 1987, p. 255) إلى وجود علاقة طردية لكنها ضعيفة جدا. تم الحصول على المتوسطات الشهرية لمعدل التضخم ابتداء من جانفي 2016 إلى ديسمبر 2019، وبالتالي، سيتم الرمز لمعدل التضخم بالرمز IN.

تم تأكيد العلاقة الطردية بين عرض النقد وأسعار الأسهم من خلال عدة دراسات تجريبية، من بينها Vejzagic and Zarafat (2013). (Vejzagic & Zarafat, 2013, p. 79)

من خلال نشرات البنك المركزي في الجزائر، تم الحصول على العرض النقدي الشهري من جانفي 2016 إلى غاية مارس 2019، وسيرمز للكتلة النقدي في النموذج بالرمز MM (الوحدة 10^{12} دينار جزائري)

يدل كبر العجز التجاري على تباطؤ نمو الناتج الإجمالي المحلي، وإذا تناقض العجز بسبب الصادرات، فإن ذلك يدل على نشاط كبير للشركات، وبالتالي زيادة متوقعة في العوائد، ويؤدي هذا المتغير دورا كبيرا في الاقتصاديات الصغيرة مقارنة بالاقتصاديات الكبيرة. (Grigoris M. , 2008)

وباعتبار أن نسبة كبيرة من صادرات الجزائر تتمثل في المحروقات، فإنه يمكن اعتبار سعر النفط الخام في العقود الآجلة كعامل مهم يؤثر في عائد الأسهم. تم الحصول على أسعار النفط الخام في العقود الآجلة المتوسطة الشهرية، من جانفي 2016 إلى غاية ديسمبر 2019. وبالتالي، سيتم الرمز له بالرمز WTI.

تؤثر أسعار الصرف على حجم الصادرات والواردات، فعند زيادة قيمة معدلات الصرف، تنخفض القوة الشرائية بشكل ملحوظ، وبالتالي تتحول المدخرات إلى الاستهلاك بدلا من الاستثمار، مما يؤدي إلى انخفاض أسعار الأسهم وعوائدها الرأسمالية. وبالتالي، فإنه من المفترض أن تكون العلاقة عكسية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم. (Issahaku, Uztarz, & Domanban, 2013, p. 1050) يتم الرمز لسعر الصرف المتوسط الشهري للدولار باعتبار أنه العملة الرسمية للمعاملات الخارجية في الجزائر، بالرمز TC.

تعتبر معدلات الفائدة وتوقعاتها المستقبلية من أهم مدخلات القرار الاستثماري، فإذا كان الفرد يتوقع ارتفاعا في أسعار الفائدة، فإنه لن يتجه إلى الاستثمار طويل الأجل، والعكس. في دراسة قام بها Maysami and all (2004)، فقد أكد وجود علاقة عكسية بين معدل الفائدة وعوائد الأسهم،(Maysami, Howe, & Hamzah, 2004, pp. 53-54) وفي هذه الحالة، سيتم اعتبار معدل فائدة سندات الخزينة الشهرية في الجزائر. ويرمز له بالرمز BT.

ومن خلال ما سبق، فإن عدد المشاهدات هي 35 مشاهدة شهرية، ابتداء من ماي 2016 إلى غاية مارس 2019، وسيتم إجراء تقدير النماذج خلال الفترة ماي 2016 إلى غاية ديسمبر 2018، بينما تبقى الثلاثي الأول من 2019 للمقارنة بين النموذجين.

2.3. تحليل المعطيات:

يعتمد نموذج تسعير الأصول الرأسمالية في تقييم عوائد الأوراق المالية إلى عامل واحد وهو المخاطرة النظامية، وبالتالي، وحسب المعادلة، فإن المتغير المستقل هو عائد السوق،

والمتمثلة في بورصة الجزائر، والمتغير التابع هو عائد الورقة المالية، والتي في هذا المقال تتمثل في سهم بيوفارم، ومنه، فإن المتغير التابع هو R_m عائد مؤشر دزاير (Dzair index)، والتي تحسب كما يلي:

$$R_{mt} = \frac{Cours_{mt} - Cours_{mt-1}}{Cours_{mt-1}}$$

حيث تمثل $Cours_{mt}$: سعر مؤشر دزاير في الزمن t. وهي أسعار متوسطة شهرية.

ومنه، وحتى تتجانس البيانات، تم أخذ الفترة من ماي 2016 إلى غاية ديسمبر 2019.

يوضح الجدول رقم (1) إحصائيات وصفية لجميع المتغيرات.

الجدول 1: *إحصائيات وصفية لمتغيرات عينة الدراسة*

	Minimum	Maximum	Moyenne	Ecart type	Variance
Rb	-,098639	,165079	-,00065925	,048213871	,002
Rm	-,067973	,125614	,00515364	,034539602	,001
MM	13,816	16,858	14,95608	,949230	,901
TC	108,40	118,67	112,8693	3,51543	12,358
WTI	41,60	74,15	55,4969	9,22941	85,182
BT	,0106	,0250	,018941	,0043264	,000
IN	,0180	,0830	,051672	,0186469	,000

المصدر: *تم إعداد الجدول بناء على مخرجات المعالجة الإحصائية لبرنامج SPSS.*

يوضح الجدول رقم (2) تحليل التباين لنموذج الانحدار الخطي المتعدد، وذلك لاختبار المعنوية الإجمالية للمعالم آنيا باستخدام إحصائية فيشر.

الجدول 2: *تحليل التباين لنموذج الانحدار الخطي المتعدد*

Modèle	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	D	Sig.
Régression	,034	5	,007	4,647	,004
Résidu	,038	26	,001		
Total	,072	31			

المصدر: *تم إعداد الجدول بناء على المعالجة الإحصائية لبرنامج SPSS.*

حسب الجدول، مستوى دلالة النموذج 99%، وبالتالي فإن معاملات المتغيرات غير معدومة. يوضح الجدول رقم (3)، معاملات النموذج.

الجدول 3: معاملات نموذج الانحدار الخطي المتعدد

Modèle	A	Erreur standard	T	Sig.
(Constante)	-1,120	,542	-2,068	,049
MM	,069	,028	2,490	,020
TC	,002	,007	,345	,733
WTI	,004	,001	3,386	,002
BT	-21,660	5,656	-3,830	,001
IN	,215	,639	,336	,740

المصدر: تم إعداد الجدول بناء على مخرجات المعالجة الإحصائية لبرنامج SPSS.

الملاحظ من خلال الجدول رقم (3)، معنوية كل سعر البترول ومعدل فائدة سندات الخزينة بمستوى دلالة 99%، ومعنوي الكتلة النقدية بمستوى دلالة 95%، بينما استبعاد كل من سعر الصرف والتضخم.

قبل صياغة النموذج، وجب التحقق من أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، وكذا عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي. يعتبر اختبار Durbin-Watson من أهم الاختبارات المستخدمة في كشف الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى، وبما أن شروط إجراء الاختبار متوفرة، فإن الجدول رقم (4) يوضح إحصائية DW.

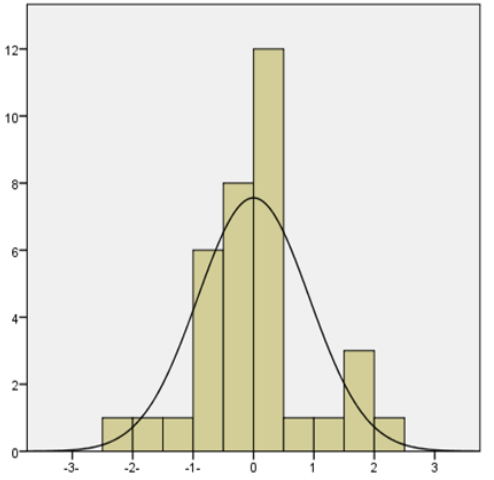
الجدول 4: إحصائية Durbin-Watson لنموذج الانحدار الخطي المتعدد

Modèle	Durbin-Watson
1	1.939a

المصدر: تم إعداد الجدول بناء على مخرجات المعالجة الإحصائية لبرنامج SPSS.

باعتبار أن DW قريبة من القيمة 2، فإنه يمكن قبول فرضية عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي العشوائية. أو استقلالية البواقي عن بعضها البعض. يمكن معرفة تجانس أو عدم تجانس تباين الخطأ بيانيا، يوضح الرسم البياني الموالي توزيع البواقي العشوائية.

الشكل 1: *رسم بياني يوضح توزيع البواقي (المتغير التابع R)*



المصدر: *تم إعداد الشكل بناء على مخرجات المعالجة الإحصائية لبرنامج SPSS.*

حسب الشكل البياني السابق، فإنه يمكن القول أن هناك تجانسا بين البواقي في النموذج، كما أن الرسم البياني الموالي يؤكد هذه النتيجة.

بعد التأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي وكذا تجانس البواقي، فإنه يمكن بناء على الجدول رقم (2) صياغة نموذج الانحدار الخطي المتعدد كما يلي:

$$\hat{R} = -1.120 + 0.069.MM + 0.004.WTI - 21.66.BT$$
$$t\ Student \qquad (2.490) \qquad (3.386) \qquad (-3.830)$$

وبالتالي، فإن ارتفاع الكتلة النقدية MM بوحدة واحدة (10^{12} دينار جزائري) يؤدي إلى ارتفاع مردودية سهم بيوفارم بنسبة 6.9 %(العلاقة طردية). وكذلك الأمر مع سعر العقود الآجلة للنفط الخام WTI، فإن ارتفاع سعر النفط الخام بوحدة واحدة (دولار واحد)، يؤدي إلى ارتفاع مردودية سهم بيوفارم بنسبة 0.4 %(العلاقة طردية). أما ارتفاع معدل فائدة سندات الخزينة BT بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض مردودية سهم بيوفارم بنسبة 0.2166% (العلاقة عكسية). أما المتغيرات الأخرى، المتمثلة في سعر الصرف TC والتضخم IN فليس لها دلالة معنوية، وبالتالي يتم استبعادهما من النموذج ومن التحليل.

يوضح الجدول الموالي تحليل التباين لنموذج تسعير الأصول الرأسمالية.

الجدول 5: تحليل التباين لنموذج تسعير الأصول الرأسمالية

Modèle	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	D	Sig.
Régression	,063	1	,063	199,376	,000
Résidu	,009	30	,000		
Total	,072	31			

المصدر: تم إعداد الجدول بناء على مخرجات المعالجة الإحصائية لبرنامج SPSS.

حسب مستوى الدلالة، فإن النموذج مقبول بدلالة 99%. بالنسبة لمعالم النموذج، فإن الجدول الموالي يوضح معالم النموذج مع إحصائية ستيودنت.

الجدول 6: معاملات نموذج تسعير الأصول الرأسمالية

Modèle	A	Erreur standard	T	Sig.
(Constante)	-,007	,003	-2,324	,027
Rm	1,301	,092	14,120	,000

المصدر: تم إعداد الجدول بناء على مخرجات المعالجة الإحصائية لبرنامج SPSS.

إذن، يصاغ نموذج تسعير الأصول الرأسمالية كما يلي:

$$R_{bt} = -0.007 + 1.301.R_{mt}$$
$$t\ student \qquad (14.120)$$

وبالتالي، حسب نموذج تسعير الأصول الرأسمالية، فإن ارتفاع عائد السوق المالية بوحدة واحدة (1%) تؤدي إلى ارتفاع عائد سهم بيوفارم بمعدل 1.301 ، وتمثل معامل بيتا. بينما يمثل معدل العائد الخالي من المخاطرة 2.34%.

3.3. المقارنة بين النموذجين:

يمكن إجراء مقارنة بين نموذج التسعير المرجح ونموذج تسعير الأصول الرأسمالية بواسطة تقدير عائد سهم بيوفارم خلال الثلاثي الأول من سنة 2019. يوضح الجدول الموالي الفرق بين العائد المقدر والعائد الفعلي لكلا النموذجين.

الجدول 7: مقارنة العائد المتوقع مع العائد الفعلي لكلا النموذجين

		جانفي 2019	فيفري 2019	مارس 2019
نموذج التسعير المرجح	MM	16,989	17,107	17,315
	WTI	53,79	57,22	60,14
	BT	0,025	0,0269	0,029
	Rb	−0,00730412	0,00217391	−0,0021692
	$\widehat{R_b}$	−0,2740852	−0,2933841	−0,3128795
نموذج تسعير الأصول الرأسمالية	Rm	0,00509511	−0,00114052	−0,00181464
	Rb	−0,00730412	0,00217391	−0,0021692
	$\widehat{R_b}$	−0,00037127	−0,00848382	−0,00936085

المصدر: تم إعداد الجدول بناء على مخرجات Excel

انطلاقا من الجدول رقم (7)، فإن نموذج تسعير الأصول الرأسمالية أعطى تقديرات قريبة جدا من العوائد الفعلية، بينما تقديرات نموذج التسعير المرجح عكس ذلك، وبالتالي، فإنه يمكن القول مبدئيا أن نموذج تسعير الأصول الرأسمالية أعطى نتائج دقيقة مقارنة بنموذج التسعير المرجح، وللتأكد أكثر من النتائج، يتم استعمال جودة التقدير في كلا النموذجين.

يوضح الجدول رقم (8) جودة نموذج التسعير المرجح.

الجدول 8: جودة نموذج التسعير المرجح

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	,687	,472	,370	,038256

المصدر: تم إعداد الجدول بناء على مخرجات المعالجة الإحصائية لبرنامج SPSS.

أما الجدول رقم (9) فيوضح جودة نموذج تسعير الأصول الرأسمالية.

الجدول 9: جودة نموذج تسعير الأصول الرأسمالية

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	,932	,869	,865	,0177246

المصدر: تم إعداد الجدول بناء على مخرجات المعالجة الإحصائية لبرنامج SPSS.

من خلال الجدولين، فإن معامل التحديد في نموذج التسعير المرجح يساوي 47.2%، أي أن المتغيرات تحدد نسبة 50% تقريبا من المتغير التابع، وتبقى النسبة الباقي لمحددات أخرى لم تدخل في التقدير، أما معامل التحديد في نموذج التسعير الأصول الرأسمالية فإنه بلغ 87%، وهي نسبة كبيرة، أي أن عائد السوق يحدد بنسبة كبيرة عائد السهم. وبالتالي، فإن نموذج تسعير الأصول الرأسمالية في هذه الحالة يعطي تقديرات أدق للمستثمرين حول عائد سهم بيوفارم مقارنة بنموذج التسعير المرجح.

4. تحليل نتائج الدراسة التجريبية

من خلال تحليل معطيات الدراسة الميدانية، تم التوصل إلى أن كلا النموذجين (CAPM وAPT) يفسران تغيرات عوائد الأسهم في بورصة الجزائر.

1.4. نموذج التسعير المرجح APT

بناء على نموذج التسعير المرجح، فإن عائد الأصول المالية في الأسواق المالية تستجيب لحساسية عدة عوامل، وليس المخاطر النظامية فقط، كما هو الحال في نموذج تسعير الأصول الرأسمالية. وبعد الحصول على عدة بيانات تتعلق بأصل بيوفارم في بورصة الجزائر، وبعض العوامل الكلية التي تعتبر متغيرات مستقلة، وبعد إجراء الانحدار الخطي المتعدد، تم التوصل في النهاية إلى تأثير كل من الكتلة النقدية، سعر العقود الآجلة للنفط الخام ومعدل فائدة سندات الخزينة، بينما تم استبعاد كل من سعر الصرف ومعدل التضخم من التحليل.

بالنسبة إلى معدلات فائدة سندات الخزينة، فقد تم التأكد من التأثير السلبي على عائد السهم بدلالة قوية، وهي تتوافق مع عدة دراسات تجريبية سابقة، مثل (1986) Hendry، (Hendry, 1986, p. 210) Islam(2003)، (2003) Sieng and Leng، (Sieng & Leng, 2003, p. 15) ودراسة (2005) Vuyyuri.

يمكن تفسير هذه العلاقة العكسية بين معدل فائدة سندات الخزينة ومردودية سهم بيوفارم بجانبين، الجانب الأول يخص مؤسسة بيوفارم، فارتفاع معدل فائدة سندات الخزينة يؤدي إلى ارتفاع تكلفة الاستدانة في المؤسسة، وبالتالي ارتفاع تكلفة رأس المال، وباعتبار العلاقة عكسية بين قيمة المؤسسة وتكلفة رأس المال، فإن قيمة المؤسسة سوف تنخفض، وهو ما يؤدي إلى عزوف المستثمرين عن الاستثمار في السهم، وبما أن البدائل في بورصة الجزائر

محدودة جدا، وكذلك تأثير معدل الفائدة على جميع الأوراق المالية في البورصة، فإن ذلك يؤدي إلى توجه المستثمرين نحو الأوراق المالية المضمونة عديمة المخاطر، والتي تتمثل في سندات الخزينة. أما الجانب الآخر، فهو من جهة المستثمرين، فارتفاع معدل فائدة سندات الخزينة يؤدي إلى توجه المستثمرين نحو هذه السندات، لأنها تعطي عائدا أفضل مع مخاطر معدومة (المخاطر عير النظامية)، وفي حالة انخفاض معدل الفائدة، فإن سندات الخزينة تصبح غير مغرية، وبالتالي يتم التوجه نحو الاستثمار في الأوراق المالية، وهو ما يفسر العلاقة العكسية بين معدل فائدة سندات الخزينة ومردودية سهم بيوفارم.

بالنسبة للكتلة النقدية، فإن لها تأثير طردي بدلالة إحصائية قوية على مردودية سهم بيوفارم، وهو ما تم التوصل إليه في العديد من الدراسات التجريبية، مثل Nozar and Taylor (1988)، (Hashemzadeh & Taylor, 1988, p. 150) Mukherjee and Naka (1995)، (Mukherjee & Naka, 1995, p. 233) و Gunasekarage and all (2004).

توضح العلاقة أن ارتفاع الكتلة النقدية في الاقتصاد الجزائري تؤدي إلى ارتفاع مردودية سهم بيوفارم، يمكن تفسير ذلك من خلال معرفة أن نسبة النقود القانونية تشكل نسبة هامة من العرض النقدي في الجزائر، وارتفاع الكتلة النقدية يعني ارتفاع النقود القانونية لدى أفراد المجتمع، وبالتالي القوة الشرائية، وهو ما يوفر الأموال للاستثمار، ومنه التوجه نحو السوق المالية للاستثمار، وهو ما يفسر العلاقة الطردية بين الكتلة النقدية ومردودية سهم بيوفارم.

بالنسبة للمتغير الثالث، فهو سعر العقود الآجلة للنفط الخام، فالعلاقة طردية، ويمكن تفسير ذلك بأن النسبة الكبيرة من صادرات الجزائر تتمثل في المحروقات، وارتفاع أسعار النفط تعني بالضرورة ارتفاع الصادرات، أي انخفاض العجز التجاري، وباعتبار أن الاقتصاد الجزائري صغير، فإن تأثير الميزان التجاري يكون كبيرا. من جانب آخر، فإن ارتفاع الصادرات تحفز المستثمر الجزائري على الاستثمار، وبالتالي ارتفاع مردودية سهم بيوفارم.

عكس ذلك، فإن معدل التضخم وسعر الصرف لا يؤثران على مردودية سهم بيوفارم، ويمكن إرجاع ذلك إلى التذبذب والتغير الكبير الذي يشهده معدل التضخم في الجزائر، وبالتالي فإن

المستثمر الجزائري يتجاهل هذا التضخم في اتخاذ قرار الاستثمار في الأوراق المالية، أما سعر الصرف، فإن السوق الموازية أثرت بشكل كبير على السوق الرسمية.

2.4. نموذج تسعير الأصول الرأسمالية CAPM

يفترض نموذج تسعير الأصول الرأسمالية بأن عوائد الأسهم تتأثر بالمخاطرة النظامية فقط، ومن خلال إجراء تقدير لهذا النموذج في السوق المالية الجزائرية على سهم بيوفارم، تم التوصل إلى معنوية النموذج، وإمكانية تطبيقه في حالة بيوفارم، كما تم التوصل إلى أن معامل بيتا يساوي 1.301، باعتبار أن معامل بيتا يقيس التذبذب في مقدار المخاطر بين أصل بيوفارم والسوق المالية، وهو يقيس أيضا مدى حساسية عائد السهم للتغيرات التي تطرأ على عائد السوق، فإن عائد سهم بيوفارم سيرتفع بمقدار 1.301 مرة في حالة ارتفاع عائد السوق المالية بنسبة 1% في نفس الاتجاه.

أما بالنسبة لمعامل الثابت الذي يساوي -0.007، والتي تمثل $_f\left(1-\beta_j\right)$ ، وباعتبار أن $\beta_j = 1.301$، فإن معدل العائد الخالي من المخاطر هو $_f = 2.325\%$.

3.4. المقارنة بين النموذجين

عند المقارنة بين النموذجين، تم التوصل إلى أن نموذج تسعير الأصول الرأسمالية (CAPM) أعطى نتائج أكثر دقة من نموذج التسعير المرجح (APT)، وذلك من خلال فترة التجريب التي تمثلت في الثلاثي الأول من سنة 2019، وكذا من خلال المقارنة بين جودة كل نموذج ومعامل التحديد الخاص به.

بناء على نتائج الدراسة الميدانية، فإن النموذج الأفضل في تفسير الاختلافات في عوائد الأسهم للشركات المدرجة في بورصة الجزائر، هو نموذج تسعير الأصول الرأسمالية. حيث كشفت الاختبارات الإحصائية أن نموذج تسعير الأصول الرأسمالية (CAPM) هو نموذج جيد، بينما نموذج التسعير المرجح يعتبر أقل تفسيرا لتغيرات عوائد الأسهم للشركات المدرجة في بورصة الجزائر.

5. الخاتمة

يعتبر نموذج تسعير الأصول الرأسمالية ونموذج التسعير المرجح من أهم نماذج تقييم عوائد الأسهم، فالأول يفترض أن تقييم العوائد يكون بناء على المخاطر النظامية فقط، أما النموذج الثاني فيفترض أن المتغيرات الاقتصادية الكلية هي التي تؤثر على عوائد الأسهم.

من خلال الدراسة الميدانية على سهم بيوفارم، تم التوصل إلى النتائج الموالية:

- تؤثر كلا من الكتلة النقدية وسعر العقود الآجلة للنفط الخام بأثر إيجابي، ومعدل فائدة سندات الخزينة بأثر عكسي. وذلك حسب نموذج التسعير المرجح؛
- تأكيد صلاحية نموذج تسعير الأصول الرأسمالية في تقييم عوائد سهم بيوفارم في الجزائر؛
- وجود علاقة طردية بين عائد السوق المالية وعائد السهم، وحساسية تغير عائد السهم تجاه تغير عائد السوق تفوق الواحد الصحيح؛
- حسب نموذج تسعير الأصول الرأسمالية، فإن معامل المخاطرة النظامية بيتا يفوق الواحد، وهو ما يعني أن استجابة تغير عوائد سهم بيوفارم أكبر من تغير عوائد السوق المالية؛
- تتوافق النتائج المحصل عليها مع العديد من الدراسات التجريبية السابقة؛
- يفسر نموذج تسعير الأصول الرأسمالية التغير في عوائد سهم بيوفارم أفضل من تفسير نموذج التسعير المرجح.

بناء على ما سبق، يمكن مناقشة الفرضيات، فالفرضية الأولى القائلة بأن نموذج التسعير المرجح يفسر عائد سهم بيوفارم صحيحة، أما الفرضية الثانية القائلة بأن نموذج تسعير الأصول الرأسمالية لا يفسر عائد سهم بيوفارم خاطئة، فقد أثبتت الدراسة أن هذا النموذج قادر على تفسير عوائد سهم بيوفارم بمستوى دلالة 99%، كما أثبتت الدراسة أن الفرضية الثالثة خاطئة، لأن نموذج تسعير الأصول الرأسمالية أقرب في تقدير عوائد سهم بيوفارم مقارنة بنموذج التسعير المرجح.

كإجابة على الإشكالية، فقد أكدت الدراسة أن نموذج تسعير الأصول الرأسمالية (CAPM) قدم عوائد مقدرة قريبة جدا من الفعلية مقارنة بالعوائد المقدرة لنموذج التسعير المرجح (APT). كما إن جودة نموذج تسعير الأصول الرأسمالية أحسن من جودة نموذج التسعير المرجح، خاصة فيما يتعلق بمعامل التحديد.

6. قائمة المراجع:

1. Balduzzi P, Stock returns, inflation, and the 'proxy hypothesis': A new look at the data, Economics Letters, Vol 48, No1, 1995.
2. Fontaine P & Hillion P, Le Modèle d'évaluation par l'arbitrage APT, Journal de la Société Statistique de Paris, vol 133, No 4, 1992.
3. Grigoris M, Multivariate methods in examining Greek stock market returns, 8th Global Conference on Business & Economics 2008, University of Florence, Italy.
4. Grigoris M, Testing the Capital Asset Pricing Model: Case of the Emerging Greek Stock Market, International Research Journal of Finance and Economics, No 4, 2006.
5. Hashemzadeh N & Taylor P, Stock prices, money supply, and interest rates: the question of causality, Applied Economics, No 20, 1988.
6. Hendry D F, Econometric modeling with cointegrated variables: An overview, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol 48, No 3, 1986.
7. Issahaku H, Uztarz Y & Domanban P B, Variables and Stock Market returns in Ghana: Any Casual link, Asian Economic and Financial Review, Vol 8, No 3, 2013.
8. Kaul G, Stock returns and inflation: The role of the monetary sector, Jouranl of Financial Economics, Vol 18, No 2, 1987.
9. Maysami R C, Howe L C & Hamzah M A, Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices:

Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices, Journal Pengurusan, No 24, 2004.

10. Mukherjee T K & Naka A, Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: an application of a vector error correction model, The Journal of Financial Research,Vol 18, No 2, 1995.
11. Roll R & Ross S A, An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory. The Journal of Finance, Vol 35, No 5, 1980.
12. Sieng C C & Leng G K, Linkages of economic Activity, Stock Price and Monetary Policy: the Case of Malysia, Asia Pacific Journal of Management, 2003.
13. Vejzagic M & Zarafat H, Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Index: Cointegration Evidence from FTSE Bursa Malaysia Hijrah Shariah Index, Asian Journal of Management Sciences & Education, Vol 2, No 4, 2013.
14. Zvin B, Ales K & Alla M, Investments, McGraw Hill, Irwin, (New York: McGraw Hill, Irwin, 2009).

15. أيمن الشهاب، اختبار قدرة نظرية تسعير المراجحة على تقييم الأسهم في الأسواق الناشئة، بالتطبيق على سوق عمان للأوراق المالية وإمكانية الاستفادة منها في سوريا، أطروحة دكتوراه، جامعة حلب، سوريا، 2015.
16. خالد وليد الراوي، إدارة المخاطر المالية، دار المسيرة، (عمان- الأردن: دار المسيرة، 1999).