تبسيط مدخلات واجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى لماركويتز باطار أنموذج المؤشر الواحد

أ.م.د. ميثم ربيع هادي الحسناوي
كلية الادارة والاقتصاد – جامعة كربلاء

(المستخلص)

ان اختيار المحفظة المثلى هو من اكثر حقول البحث اهمية في المالية المعاصرة.ويعّد أنموذج ماركويتز (1952) الحل الرائد لهذه المشكلة.وقد اقترحت العديد من النماذج والتوسعات لتحسين اداء المحفظة والتي افضت الى العديد من البحوث والدراسات التي استهدفت صياغة مخاطر وعوائد العوامل الاقتصادية وفهم التنويع باستراتيجيات الاستثمار.لكن أنموذج ماركويتز لاختيار المحفظة يعاني من صعوبتين: الاولى هي مايحتاجه من بيانات.فاذا ماكان بامكاننا وضع توقعات دقيقة عن العوائد المستقبلية لكل موجود و على الارتباط بين عوائد كل زوج من الموجودات فان أنموذج ماركويتز،بظل شروط معينة والمعرفة المفترضة بدالة منفعة المستثمر،سيفضي الى بناء المحفظة المثلى.لكن الحصول على تنبؤات دقيقة بالمدخلات المطلوبة لهذا الأنموذج يعّد مهمة صعبة لا سيما "فيما يتعلق بمصفوفة التباين المشترك بين الاوراق المالية.والتقدير يمكن ان يصبح معقدا"للغاية مع ازدياد حجم المحفظة.على سبيل المثال،اذا كان عدد الاسهم الداخلة بالمحفظة هو (3000) سهم،كما هو العدد تقريبا" في بورصة اسهم نيويورك (NYSE)،فنحن بحاجة لتقدير قرابة (4.5) مليون معامل ارتباط !.والعدد الكبير من المدخلات يمكن ان يكون غير عملي حسابيا"بسبب العدد الكبير من التقديرات المتعين وضعها.الصعوبة الثانية هي ان هناك صعوبة حسابية في ايجاد حل لمشاكل البرمجة التربيعية الكبيرة المرافقة لمصفوفة التباين المشترك الكبيرة.

ولغرض تبسيط التحليل،فان أنموذج المؤشر الواحد يفترض بأن هناك عاملاً اقتصادياً واحداً فقط هو الذي يتسبب بالمخاطرة النظامية التي تؤثر بعوائد جميع الاسهم.وهذا العامل يمكن ان يمثل بمعدل العائد على مؤشر السوق.وطبقا"لهذا الأنموذج فان عائد ومخاطرة اي سهم يمكن ان يقسم الى جزئين احدهما يعزى لعوامل خاصة بالشركة والاخر يعزى لعوامل عامة تؤثر بالسوق ككل.وبحسب الأنموذج فان المتغير الوحيد الذي ينبغي تقديره لحساب التباين المشترك (معضلة أنموذج ماركويتز) هو قيم بيتا الاوراق الفردية والتباين بعوائد السوق.وبالتالي فهو يخفض وبشكل كبير من كم ونوع المدخلات والاجراءات اللازمة لبناء المحفظة المثلى.لكن بيتا الأنموذج تعاني هي الاخرى من مشكلة الدقة في تقديرها.لذلك وضعت اساليب لتعديلها وجعلها اكثر دقة.

لذلك يستهدف هذا البحث طرح أنموذج المؤشر الواحد بوصفه حلا"محتملا" لتبسيط مدخلات واجراءات بناء المحفظة المثلى.ولتحقيق هذا الهدف سنناقش في هذا البحث الافتراضات والمفاهيم الاساسية لأنموذج المؤشر الواحد.كما سنؤطر اجراءات تقدير الأنموذج ونسلط الضوء على المشاكل المتعلقة بتقدير بيتا الأنموذج واهم اساليب علاجها واختبار كل ذلك في سوق العراق للاوراق المالية للمدة من يناير 2007 ولغاية مارس 2011.

لقد توصل البحث لعدد من الاستنتاجات من اهمها، ان محفظة المؤشر تكون محفظة كفأة فقط اذا كانت جميع قيم الالفا صفرية.وهذا منطقي،فمالم يكشف تحليل الاوراق المالية بان للورقة الفا غير صفرية فان ادخالها في المحفظة النشطة سيجعل المحفظة اقل جاذبية.فالى جانب المخاطرة النظامية للورقة،والتي تعوض بعلاوة مخاطرة السوق(عبر البيتا)،فان الورقة ستضيف مخاطرتها الخاصة لتباين المحفظة.لكن بظل الفا صفرية،فان الاخيرة لن تعوض باضافتها لعلاوة المخاطرة اللاسوقية.وبالتالي اذا كان لجميع الاوراق المالية قيم الفا صفرية،فان الوزن الامثل بالمحفظة النشطة سيكون صفرا"،والوزن بمحفظة المؤشر سيكون الواحد الصحيح.لكن حينما يكشف تحليل

الاوراق المالية اوراقا"لها علاوات مخاطرة لاسوقية(الفا ليست صفرية)فان محفظة المؤشر لن تعد كفأة.
وتوصل البحث لعدد من التوصيات،من اهمها ضرورة اعتماد المستثمرين المتعاملين في سوق العراق للاوراق المالية على الأنموذج الاوسع استخداما"في تبسيط بناء المحفظة المثلى لماركويتز ألا وهو أنموذج المؤشر الواحد واتباع افضل الاساليب في تقدير وتعديل معلماته ولا سيما" البيتا.

Abstract

Portfolio selection has been one of the most important research field in contemporary finance. In this context Markowitz's model (1952) has been considered as a pioneering solution for this problem. A lot of models and extensions have been proposed to improve the performance of portfolio which have led to a great number of researches and studies with the aim of formulating risk and returns of economic factors and understanding diversification in investment strategies. Markowitz's portfolio selection model present two main difficulties for being applied. First one, data required. If we could accurate expectations about future returns for each asset and the correlation of returns between each pair of assets then, the Markowitz's model under certain conditions and supposed known the investors' utility function, would produce the optimal portfolio. The obtaining of accurate forecast of input data needed for this model is a difficult task, particularly in the case of covariance matrix between securities. The estimation can get very complex as the portfolio size becomes large. For instance, if the number of stocks in a portfolio is (3000), as it is in NYSE, we need to estimate approximately (4.5) millions correlation coefficients!. The large number of inputs can be computationally impractical due to the large number of estimates that have to be made. Second one, there is a computational difficulty associated to the resolution of large-scale quadratic programming problems with a dense covariance matrix. To simplify analysis, the single-index model assumes that there is only one economic factor that causes the systematic risk affecting all stock returns and this factor can be represented by the rate of return on a market index. According to this model, the return and risk of any stock can be decomposed into two parts, one due to firm-specific factors and the other due to general factors that affect the all market. With this model, only the betas of the individual securities and the market variance need to be estimated to calculate covariance(Markowitz's model problem). Hence, the index model greatly reduces the quality and quantity of inputs and procedures that would have to be made to constructing optimal portfolio. But the model's beta suffers from imprecision in its estimation. So, developed techniques to modify it and make it more accurate.

Thus, this research will aim to introduce the single-index model as a potential solution to simplify the inputs and procedures of the optimal portfolio calculation. To achieve this objective, we will discuss the assumptions and concepts underlying the single-index model. We also will outline the estimation procedures of the model and highlight issues about model's beta estimation and the most important techniques to solve it, and test all that in the Iraq stock exchange for the period (January 2007- March 2011).

The research found a number of conclusions and the most important of these is that the index portfolio is an efficient portfolio only if all alpha values are zero. This makes intuitive sense. Unless security analysis reveals that a security has a nonzero alpha, including it in the active portfolio would make

the portfolio less attractive. In addition to the security's systematic risk, which is compensated for by the market risk premium (through beta), the security would add its specific risk to portfolio variance. With a zero alpha, however, the latter is not compensated by an addition to the nonmarket risk premium. Hence, if all securities have zero alphas, the optimal weight in the active portfolio will be zero, and the weight in the index portfolio will be(1.0). However, when security analysis uncovers securities with nonmarket risk premiums(nonzero alphas), the index portfolio is no longer efficient.
The research found a number of recommendations and the most important of these is necessity to adopt the most widely used model in the simplification of building the optimal portfolio, which is a single-index model and follow the best techniques to estimate and modify its parameters, especially beta.

1.المقدمة:

ان اغلب الاوراق المالية المتاحة للاستثمار لديها عوائد غير مؤكدة وبالتالي فهي خطرة.والمشكلة الاساس التي تواجه أي مستثمر تتمثل بتحديد تلك الاوراق المالية التي يتعين عليه امتلاكها.ولان المحفظة توليفة اوراق مالية فان هذه المشكلة تناظر مشكلة اختيار المستثمر محفظته المثلى من بين مجموعة المحافظ الممكنة.وعلى وفق ذلك هذه الحالة غالبا مايشار اليها بمشكلة اختيار المحفظة.واحد حلول هذه المشكلة هي نظرية ماركويتز التي تعد اصل نظرية المحفظة الحديثة.
و جوهر هذه النظرية ليس بجديد.فالواقع طرح عام 1952 في المقالة الرائدة لماركويتز وفي كتابه اللاحق.والقاريء،يلاحظ ان النظرية فاق عمرها تسعة و خمسون عاماً" ،ربما يتسائل: مالذي حصل بعد طرح النظرية الى يومنا هذا؟ ولماذا استغرق استخدام هذه النظرية من قبل المؤسسات المالية وقتا طويلا"جدا"؟
الاجابة على هذين التساؤلين مترابطة.فاغلب البحوث التي اجريت في ادارة المحفظة بالعقود الستة الاخيرة ركزت على طرائق تنفيذ النظرية الاصلية لماركويتز.والكثير من التطورات والقفزات المعرفية الحديثة في مجال التنفيذ هي حديثة العهد جدا"وانه فقط بظل هذه الاسهامات الجديدة اصبحت نظرية ماركويتز قابلة للتطبيق لادارة المحافظ الفعلية.وهذه التطورات المعرفية الحديثة في مجال التنفيذ وقعت على فئتين: الاولى تتعلق بتبسيط حجم ونوع بيانات المدخلات المطلوبة للقيام بتحليل المحفظة.والاخرى تتعلق بتبسيط الاجراء الحسابي الضروري لحساب المحافظ المثلى.
سيبدأ هذا البحث مع مشكلة تبسيط مدخلات مشكلة المحفظة.اذ سيبدأ بمناقشة حجم ونوع المعلومات المطلوبة لحل مشكلة المحفظة.ثم سيناقش اوسع تبسيط مستخدم لهيكل المحفظة،ألا وهو أنموذج المؤشر الواحد.سيتم تفحص طبيعة الأنموذج فضلا"عن بعض اساليب تقدير معلماته مع التركيز على البيتا ومناقشة وتحليل افضل السبل المستخدمة لتعديل قيم البيتا التاريخية لضمان دقة تقديرها.ثم يتحول البحث الى الجانب التطبيقي الذي يبدأ بتقدير وتحليل أنموذج المؤشر الواحد للاسهم عينة البحث تمهيدا" لبناء المحفظة الخطرة المثلى وقياس ادائها ومن ثم تعديل بيتا الاسهم باستخدام احد اساليب التعديل الشائعة وبيان اثر ذلك في بناء المحفظة المثلى.وقد اختتم البحث بالاستنتاجات والتوصيات.

2.المنهجية

1.2 المشكلة : تتمثل مشكلة هذا البحث بالتساؤلات الاتية:

1. هل يمكن لأنموذج المؤشر الواحد تبسيط مدخلات واجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى لماركويتز؟ وماهو كم وكيف هذا التبسيط؟
2. هل ان لالفا ام لبيتا الورقة المالية الدور الاهم في ترشيحها للدخول بالمحفظة الخطرة المثلى؟
3. هل يمكن بناء محفظة خطرة مثلى من منظور الادارة النشطة وليس الخاملة للمحفظة؟وماهو اجراء الامثلية الذي يحقق ذلك؟

4. ما اجراءات التعديل المستخدمة لضمان دقة تقدير البيتا؟ وماطبيعة الاثر الذي يتركه التعديل في تركيبة واداء المحفظة الخطرة المثلى؟

2.2 الفرضيات : بضوء ابعاد المشكلة فان فرضيات البحث هي كالاتي:

1. يفضي استخدام أنموذج المؤشر الواحد الى تبسيط مدخلات واجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى لماركويتز.

2. ان الفا وليس بيتا الورقة المالية هي صاحبة الدور الاهم في ترشيحها للدخول بالمحفظة الخطرة المثلى.

3. يسمح استخدام اجراء الامثلية لأنموذج المؤشر الواحد بادارة نشطة وليس خاملة للمحفظة الخطرة المثلى.

4. يترك تعديل البيتا اثره عن أوزان مكونات المحفظة الخطرة المثلى عبر تاثيره بوزن واداء المحفظة النشطة وبوزن المحفظة الخاملة دون ادائها.

3.2 الاهمية :يستمد هذا البحث اهميته من اهمية موضوعه وكالاتي:

1. انه يقدم دليل عمل ارشادي لكل مستثمر ومدير محفظة بكل سوق مال، ولا سيما"اولئك المتعاملين في سوق العراق للاوراق المالية ، لبناء محافظهم المثلى باسلوب علمي محكم ومبسط يسهم الى حد كبير برفع مستوى الوعي الاستثماري لدى المتعاملين بالسوق مايترك اثره المباشر والايجابي في الارتقاء بمستوى ادائهم من جانب وبكفاية السوق المالية بالمحصلة من جانب اخر.

2. انه يوجه انظار المستثمرين ومديري المحافظ صوب الاسس العلمية السليمة التي تحدد المعايير الاكثر اهمية في حل مشكلة اختيار الاوراق المالية واجبة الادخال بالمحفظة واعطائها ماتستحق من الاهتمام والتحليل لما لذلك من اثر مباشر باداء محافظهم الاستثمارية.

3. انه يحفز المعنيين لاعتماد الادارة النشطة لمحافظهم المثلى المستند للتحليل العلمي النشط للاوراق المالية وعدم الاكتفاء بالتعقب الخامل لمحافظ مؤشرات الاسواق ومحاولة محاكاتها دون محاولة بذل الجهد الكافي لبناء محافظ تعتمد ولو في جزء منها على التحليل النشط الذي يفضي بالضرورة الى اداء متفوق لمحافظهم على اداء محافظ المؤشرات، لان هذه الاخيرة لاتعدوا كونها عينة ممثلة لمحفظة السوق الكفأة وليس محفظة السوق الفعلية التي يستحيل بناؤها عمليا".

4. انه يعرض امام المتعاملين بالسوق المالية اهم وافضل الاساليب العلمية المستخدمة في تقدير وتعديل معلمات أنموذج المؤشر الواحد ، بوصفه حلا" ناجعا" وبديلا" لمشكلة اختيار المحفظة الخطرة المثلى لماركويتز ، مايتيح لهم فرصة فهم اسسها الفلسفية المعرفية والتطبيقية وتحويلها الى لغة وثقافة استثمارية مشتركة.

4.2 الاهداف: تتمثل اهداف البحث بالاتي :

1.يعد ماركويتز رائد نظرية المحفظة الحديثة.ومنذ طرحه لأنموذج بناء المحفظة المثلى كانت هناك العديد من محاولات التقدم بنظرية المحفظة.لكن اخضاع النظرية للتطبيق ظل مجالا" للتحدي امام التطبيقيين بسبب تزايد تعقد النظام والبيئة الماليتيين.لذا يستهدف هذا البحث طرح أنموذج المؤشر الواحد بوصفه حلا" محتملا" لتبسيط مدخلات وإجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى للمستثمر.

2. اشتقاق وتقدير أنموذج المؤشر الواحد وبيان علاقته بالتنويع وببناء المحفظة الخطرة المثلى وبيان دور الالفا ومايسمى بنسبة المعلومات في حل مشكلة اختيار مكونات المحفظة.

3.مناقشة اهمية ادخال محفظة مؤشر السوق الخاملة في بناء المحفظة الخطرة المثلى بوصفها موجود استثماري كسائر الموجودات الاستثمارية الخطرة المكونة للسوق وبيان اهمية توليفها مع المحفظة الخطرة النشطة التي يستند بناؤها لمعايير التحليل والاختيار العلمي النشط للاوراق المالية.

4. بيان الالية العلمية لتقدير معلمات الأنموذج مع التركيز على دقة تقدير البيتا التاريخية واهم وافضل اساليب تعديلها المطروحة على الصعيدين النظري والعملي.

5. الاختبار التجريبي للطروحات التبسيطية لأنموذج المؤشر الواحد على سوق العراق للاوراق المالية وبيان مايسفر عن ذلك من نتائج لجهة كم وكيف التبسيط بمدخلات واجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى.

5.2 مجتمع وعينة البحث:

ان مجتمع البحث هو جميع الشركات المدرجة في سوق العراق للاوراق المالية والبالغة (85) شركة.اما عينة البحث فهي شركات المجتمع التي تلبي الشرطين الاتيين:

1. ان تكون الشركة مدرجة ومتداولة اسهمها في السوق منذ بداية مدة المعاينة (2007/1/1)الى نهايتها(2011/3/1)

وذلك لاستبعاد الشركات التي شطبت من الادراج والشركات حديثة العهد بالادراج كونها لاتمثل واقع السوق طوال مدة المعاينة الكاملة.وقد استبعد هذا الشرط خمسة شركات من المجتمع.

2. ان لايقل عدد المشاهدات لكل سهم عن (40) مشاهدة شهرية وذلك لضمان اختبار الشركات نشطة التداول في السوق والتي بامكان المستثمر الاعتماد على قابليتها التسويقية في بناء محفظته المثلى وكذلك لضمان صدق وثبات النتائج والاختبارات الاحصائية الموظفة في البحث.وقد استبعد هذا الشرط اربعون شركة لتصبح عينة البحث مكونة من اربعين شركة موضحة في الجدول (1).

الجدول (1) الشركات المكونة لعينة البحث

ت	القطاع والشركة	ت	القطاع والشركة	ت	القطاع والشركة	ت	القطاع والشركة
1	قطاع المصارف	11	مصرف كوردستان	21	المنصورللصناعات الدوائية	31	الصناعات الالكترونية
2	المصرف التجاري العراقي	12	قطاع الاستثمار	22	الخياطة الحديثة	32	قطاع الفنادق والسياحة
3	مصرف بغداد	13	الخير للاستثمار المالي	23	العراقية للسجاد والمفروشات	33	فنادق عشتار
4	المصرف الاسلامي	14	الوئام للاستثمار المالي	24	بغداد لصناعة مواد التغليف	34	فندق بغداد
5	مصرف الشرق الاوسط	15	قطاع الخدمات	25	الهلال الصناعية	35	الوطنية الاستثمارات السياحية
6	مصرف الاستثمار العراقي	16	المعمورة للاستثمارات العقارية	26	الصناعات الخفيفة	36	فنادق كربلاء
7	المصرف الاهلي العراقي	17	الامين للاستثمارات العقارية	27	الصناعات الكيمياوية والبلاستيكية	37	فندق المنصور

مصرف دار السلام	النخبة للمقاولات العامة	الكندي لانتاج اللقاحات البيطرية	فندق السدير
مصرف بابل	العراقية للنقل البري	العراقية للاعمال الهندسية	قطاع الزراعة
مصرف الاقتصاد للاستثمار	البادية للنقل العام	الاصباغ الحديثة	الشرق الاوسط للاسماك
مصرف الوركاء للاستثمار	قطاع الصناعة	الصناعات المعدنية والدراجات	
مصرف الشمال	نينوى للصناعات الغذائية	العراقية لصناعات الكارتون	

6.2 بيانات ومدة البحث:

لغرض تحقيق اهداف البحث فقد تم الاستعانة بقيم واسعار الاغلاق الشهرية لمؤشر سوق العراق للاوراق المالية ولجميع الاسهم عينة البحث ولمدة خمسون شهرا" من يناير 2007 ولغاية فبراير 2011.

7.2 اجراءات واساليب البحث:

1. حساب العوائد الشهرية المركبة للسوق ولجميع الاسهم عينة البحث باستخدام الاسلوب الاتي(Fama,1965:69):

$$R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$$

اذ ان(R_t) عائد السوق(m)او السهم(i) في الوقت(t).(ln)اللوغاريتم الطبيعي.(P_t) قيمة المؤشر او سعر السهم في الوقت(t).

2. تقدير أنموذج المؤشر الواحد لكل سهم من الاسهم عينة البحث باستخدام معادلته.
3. بناء المحفظة الخطرة المثلى بمقتضى اسلوب الامثلية الذي يقترحه أنموذج المؤشر الواحد.
4. تعديل بيتا الاسهم باستخدام اسلوب بلوم وبيان اثر ذلك على تركيبة واداء المحفظة.

3. الجانب النظري للبحث:

1.3 مدخلات تحليل المحفظة على وفق نظرية ماركويتز[44]:

يعاني مدخل ماركويتز لبناء المحفظة المثلى من مشكلتين اساسيتين، الاولى هو احتياجه لعدد ضخم جدا من المدخلات و الأخرى هي انه لم يقدم دليلا ارشاديا للتنبؤ بهيكل الارتباطات المستقبلية والتي تعد الاساس لبناء الحد الكفء للاوراق المالية الخطرة(Bodie,et.al.,2008:257).فلغرض تحديد الحد الكفء على وفق منظور ماركويتز ينبغي اولا"تحديد العائد المتوقع والانحراف المعياري لعوائد المحافظ.والقاعدة العامة لحساب العائد المتوقع على المحفظة المكونة من (N) من الاوراق المالية هي كالاتي :(Ross,et.al,2008:286);(VanHorne,2004:51)

$$\bar{R}p = \sum_{i=1}^{N} Wi\bar{R}i \ \ldots\ldots\ldots (1)$$

اذ Wi: وزن الورقة (i) بالمحفظة

Ri: العائد المتوقع للورقة (i) الداخلة ببناء المحفظة

ويمكن ان يستخدم متجه (Vector) العوائد المتوقعة لحساب العائد المتوقع لاية محفظة مكونة من (N) من الاوراق المالية.هذا المتجه مكون من عمود واحد من الارقام وكل رقم منها يمثل العائد المتوقع لاحد

[44] لقد نال ماركويتز جائزة نوبل بالاقتصاد عام 1990 عن عمله في نظرية المحفظة الحديثة(Ross,et.al.,2008:295) اذ انه اول من اوضح على وجه الدقة كيف يمكن للمستثمر ان يخفض مخاطرة المحفظة عبر اختياره لاسهم لاتتحرك مع بعضها البعض تحركا"تام الارتباط.ولم يقف عند ذلك فحسب بل وضع المبادئ الاساس لبناء المحفظة-(Brealey and Myers,2000:187 .188)

الاوراق المالية المكونة للمحفظة.ولان العائد المتوقع للمحفظة هو المتوسط الموزون للعائد المتوقع للاوراق المكونة لها فان اسهام كل ورقة لعائد المحفظة يعتمد على عائدها المتوقع ونسبة مساهمتها في عائد المحفظة(وزنها).وبمقتضى مبدأ العقلانية والرشد الذي يتصف به كل مستثمر فانه وفي اطار سعيه لتحقيق اقصى عائد متوقع ممكن يتعين عليه مسك ورقة واحدة وهي صاحبة اكبر عائد متوقع.لكن القليل جدا من المستثمرين يقوم بذلك والقليل جدا من استشاري الاستثمار يوصون بمثل هذه السياسة المتطرفة.وعوضا"عن ذلك يتعين على المستثمرين تنويع محافظهم وينبغي ان تضم محافظهم اكثر من ورقة واحدة لان التنويع يمكن ان يخفض المخاطرة المقاسة بالانحراف المعياري(Alexander,et.al.,2001:131).

وبالامكان حساب الانحراف المعياري لعوائد اية محفظة كالاتي :(Reilly&Brown,2006:211);(Brealey&Myers,2000:172)

$$\sigma p = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} WiWj\sigma ij\right]^{1/2}$$

او

$$\sigma p = \left[\sum_{i=1}^{N} Wi^2\sigma i^2 + \sum_{\substack{j\neq i}}^{N}\sum_{j=1}^{N} WiWj\sigma i\sigma j\rho ij\right]^{1/2} \quad \dots\dots\dots(2)$$

اذ ان σi : الانحراف المعياري بعوائد الورقة (i) الداخلة بالمحفظة

σj : الانحراف المعياري بعوائد الورقة (j) الداخلة بالمحفظة

ρij : معامل الارتباط بين عوائد الوقتين (i) و (j).

المعادلتان (1) و(2) تحددان المدخلات الضرورية للقيام بتحليل المحفظة.تؤكد المعادلة(1) ان هناك حاجة لتقدير العائد المتوقع لكل ورقة مالية مرشحة للإدخال في المحفظة.بينما تؤكد المعادلة (2) الحاجة لتقدير تباين كل ورقة وتقدير الارتباط بين كل زوج ممكن من الأوراق المالية محل الاهتمام.والحاجة لتقدير معاملات الارتباط تختلف من أذ الحجم والأهمية من الاحتياجين السابقين.وسيوضح أدناه سبب ذلك.في السابق كانت المهمة الأساس لمحلل الأوراق المالية تقدير الأداء المستقبلي للأسهم التي يتابعها. وهذا يعني بالحد الأدنى وضع تقديرات للعوائد المتوقعة لكل سهم يتابعه.ومع تزايد الاهتمام الذي حظيت به "المخاطرة" في السنوات الأخيرة،فقد أصبح عددا" متزايدا" من المحللين يقدم تقديرات للمخاطرة فضلا"عن العائد.والمحلل الذي يقدر العائد المتوقع للسهم ينبغي ان يكون قادرا" أيضا"على تقدير لاتاكد ذلك العائد.والارتباطات شيء مختلف تماما".اذ ان تحليل المحفظة يتطلب تقدير الارتباط بين كل زوج من الأسهم المرشحة للإدخال بالمحفظة.وتنظم غالبية المؤسسات المالية محلليها بحسب قطاعات الصناعة المكونة للسوق المالية.فربما يتابع احد المحللين اسهم شركات الحديد (او ربما شركات اصغر) أو كل أسهم شركات المعادن.ومحلل اخر ربما يتابع اسهم الشركات الكيماوية.لكن تحليل المحفظة لايحتاج من هؤلاء المحللين فقط تقدير علاقة سهم شركة حديد معينة مع سهم شركة حديد اخرى انما ايضا تقدير علاقة سهم شركة الحديد المعنية مع سهم شركة كيماوية او سهم شركة ادوية.وليس هناك من هيكل تنظيمي غير متداخل يسمح بوضع مثل هذه التقديرات بشكل واضح ومباشر.والمشكلة تتعقد اكثر بعدد التقديرات المطلوبة.اذ يمكن وبسهولة تعقب الحد الكفء المكون من سهمين فقط لكن في الواقع التطبيقي تصبح المهمة اكثر صعوبة عند اضافة المزيد من الاسهم للمحفظة وذلك بسبب التنامي الكبير في عدد الارتباطات واجبة الحساب(Ross,et.al.,2008:294-295).والواقع ان اغلب المؤسسات المالية تتابع (150-250) سهماً. ولغرض القيام بتحليل المحفظة على وفق منظور ماركويتز اعلاه،فالمؤسسة بحاجة لتقدير(150-250)عائداً متوقعاً و(150-250) تبايناً.لكن السؤال المطروح هنا هو كم عدد معاملات الارتباط المطلوبة؟ فاذا افترض ان (N) هو عدد اسهم الشركة التي يتم متابعتها فيتعين تقدير(ρij) لكل زوج من الاوراق المالية (i)و(j).المؤشر الاول (i) يمكن ان ياخذ (N) من القيم (قيمة واحدة لكل سهم) والمؤشر الثاني ياخذ (N-1) من القيم (ولابد من التذكير بان $i\neq j$).وهذا يفضي الى N(N-1) من معاملات الارتباط.ولكن لطالما ان معامل الارتباط بين السهمين (i)و(j) هو نفس معامل الارتباط بين السهمين (j) و (i) فينبغي هنا فقط تقدير معامل ارتباط $(N^2-N)/2$ او $\{N(N-1)\}/2$.(Bodie,et.al.,2008:258);(Arnold,1998:273);(Sharpe&Alexander,1990:226).وبالعود للمؤسسة التي تتابع (150-250) سهماً فهي تحتاج الى (11175-31125)معامل ارتباط !.والواضح هنا ان عدد[45] المدخلات كبير جدا".

[45] هذا يعني ان معادلة حساب العدد الكلي للمدخلات،من غير الاوزان،هي كالاتي:

لكن من غير المحتمل ان يكون المحللون قادرين على التقدير المباشر لمصفوفة الارتباطات[46].فقدرتهم للقيام بذلك محدودة جدا"والسبب في ذلك يعود لطبيعة الهياكل التنظيمية الممكنة والعدد الضخم من معاملات الارتباط الواجب تقديرها.والمشكلة الاخرى التي تواجه تطبيق مدخل ماركويتز لبناء المحفظة المثلى هو ان الخطأ في تقدير معاملات الارتباط يمكن ان يفضي الى نتائج غير منطقية.وهذا يمكن ان يحصل لان بعض مجاميع معاملات الارتباط تظهر غير متناغمة مع بعضها البعض بمجمل المصفوفة وكما يوضح المثال الظاهر في الجدول(2).

الجدول (2) مثال على مشكلة تقدير الارتباطات لمدخل ماركويتز

مصفوفة الارتباط			الانحراف المعياري (%)	الورقة
C	B	A		
0.90	0.90	1.00	20	A
0.00	1.00	0.90	20	B
1.00	0.00	0.90	20	C

Source:(Bodie,Zvi, Alex Kane, and Alan J. Marcus, Investments, 7th ed., Boston:McGraw Hill, 2008:258)

افترض تم بناء المحفظة باوزان قدرها (-1) و(1) و(1) للموجودات (A) و (B) و (C) على التوالي.وعند حساب تباين المحفظة يبدو أنه سالب(-200).وبطبيعة الحال هذا غير ممكن لان تباين المحفظة لايمكن ان يكون سالبا والاستنتاج هو وجوب ان لاتكون مدخلات المصفوفة غير متناغمة على جانبي قطرها.لكن معاملات الارتباط الحقيقية الواقعية ربما تكون كذلك إلا أن هذه الارتباطات الحقيقية غير مشاهدة انما بالامكان تقديرها فقط وهذا التقدير يتخلله بعض الخطأ(Bodie,et.al., 2008:258). ادراك هذه الحقائق ولّد الدافع للبحث عن امكانية وضع نماذج تصف وتتنبأ بمصفوفة الارتباطات بين الاوراق المالية.وهذا البحث يحاول التركيز على الاسلوب الاوسع استخداما"والذي يفترض بان التحرك المشترك بين الاسهم يعزى لمؤثر او مؤشر واحد عام.وهذا الأنموذج يسمى أنموذج المؤشر الواحد.وهو لايستخدم فقط في تقدير مصفوفة الارتباط انما في اختبارات السوق الكفوءة ايضا"وفي اختبارات التوازن في السوق المالية والتي يسميها البعض بعملية توليد العائد (Sharpe & Alexander,1990:223)(Return-generating process).

2.3 أنموذج المؤشر الواحد:

لقد تبنى وليم شارب[47] ،بعد ماركويتز، أنموذج المؤشر الواحد الذي يربط عوائد كل ورقة مالية بعوائد مؤشر عام.وعامة مايستخدم مؤشر سوق الاسهم العام (كمؤشر S&P500)كممثل لهذا المؤشر الاقتصادي الكلي العام.وقد سمي بأنموذج المؤشر الواحد لانه يستخدم مؤشر السوق كممثل للعامل المشترك العام(Bodie,et.al., 2008:258).

توحي النظرة السريعة لاسعار الاسهم بانه حينما يرتفع السوق(المقاس باي مؤشر من مؤشرات سوق الاسهم المتاحة بشكل واسع) فان اغلب الاسهم تميل اسعارها للارتفاع وحينما ينخفض فان اسعار اغلب الاسهم تميل للانخفاض.وهذا يؤكد ان احد اسباب ارتباط عوائد الاوراق المالية هو الاستجابة العامة لتغيرات السوق،والمقياس المفيد لهذا الارتباط ربما يتم الحصول عليه عبر ربط عائد السهم بعائد مؤشر سوق الاسهم.عائد السهم يمكن كتابته كالاتي(Brooks,2002:44):

$$Ri = ai + Bi\,Rm \quad \ldots\ldots\ldots(3)$$

اذ ان ai:مكون عائد الورقة (i) المستقل عن اداء السوق (متغير عشوائي)

Rm: معدل عائد مؤشر السوق (متغير عشوائي)

Bi: ثابت يقيس التغير المتوقع في (Ri) بضوء التغير في (Rm).

هذه المعادلة تقسم ببساطة عائد السهم الى مكونين،جزء يعزى للسوق وجزء مستقل عن السوق.(Bi) تقيس مقدار تحسس عائد السهم لعائد السوق.اذ ان (Bi=2) تعني بان عائد السهم من المتوقع ان يزداد (ينخفض) بمقدار (2%) حينما يزداد (ينخفض) السوق بمقدار (1%).وبنحو مشابه فان (Bi=0.5) تدلل

$2N+\{N(N-1)\}/2$

وهذا يعني ان المؤسسة التي تتابع (250) سهم بحاجة لتقدير عدد من المدخلات يبلغ (31625) مدخل!.

[46] بعض الباحثين يسميها مصفوفة الارتباط والبعض يسميها مصفوفة التباين المشترك والبعض الاخر يسميها مصفوفة التباين-التباين المشترك (Variance-Covariance Matrix) (VanHorne,2004:53) للمزيد عن خصائص هذه المصفوفة،انظر: (Alexander,et.al.,2001:135).

[47] Sharpe, William, A Simplified Model for Portfolio Analysis, Management Science 9 (January 1963), pp.277-293.

بان عائد السهم من المتوقع ان يزداد (ينخفض) بمقدار نصف بالمئة حينما يزداد (ينخفض) السوق بمقدار (1%).

الحد (ai) يمثل مكون العائد غير الحساس (المستقل) لعائد السوق.ومن المفيد تقسيم هذا العائد الى مكونين.لنفترض ان (αi) يرمز للقيمة المتوقعة لـ(ai) و (ei) يمثل العنصر العشوائي (غير المؤكد) لـ(ai).بالتالي فان :

$$ai = \alpha i + ei$$

اذ ان القيمة المتوقعة لـ(ei) صفر، وهو يسمى ايضا"بالعائد الباقي (Residual) (Bodie,et.al.,2008:261).وبالتالي يمكن كتابة معادلة عائد السهم كالاتي (Reilly & Brown,2006:238);(Mayo,2000:219):

$$Ri = \alpha i + Bi\,\bar{R}m + ei \quad .....(4)$$

وللمرة الثانية فان كل من (ei) و ($\bar{R}m$) هما متغيران عشوائيان.ولكل واحد منهما توزيع احتمالي ووسط حسابي وانحراف معياري.ولنرمز لانحرافاتهما المعيارية بالرمز (σ_{ei}) و (σ_m) على التوالي.لحد الان لم توضع افتراضات تبسيطية،وقد اشير بان العائد هو مجموع مكونات عدة الا أن هذه المكونات،حينما تضاف لبعضها البعض،يجب ان تساوي العائد الكلي بحسب التعريف.ومن المناسب ان لاتكون (ei) مرتبطة بـ($\bar{R}m$).رياضيا هذا يعني بان:

$$COV(ei\ Rm) = E\{(ei-0)(Rm-\bar{R}m)\} = 0$$

فاذا لم تكن (ei) مرتبطة بـ(Rm) فان هذا يشير ضمنا"بان جودة المعادلة (4) في وصف عائد أي ورقة مستقل عما سيكون عليه عائد السوق.تقديرات (αi) و (Bi) و(σ^2_{ei}) غالبا مايتم الحصول عليها من تحليل انحدار السلاسل الزمنية.فتحليل الانحدار هو احد الاساليب التي تضمن عدم ارتباط (ei) بـ (Rm) على الاقل خلال مدة تقدير المعادلة.ويستند أنموذج المؤشر الواحد لافتراض اساس يميزه عن غيره من النماذج الاخرى المستخدمة لوصف مصفوفة الارتباط وهو ان (ei) مستقلة عن (ej) لجميع قيم (i) و (j) او رياضيا":

$$E(ei\ ej) = 0$$

وهذا يشير ضمنا"بان السبب الوحيد لتحرك الاسهم مع بعض،وبشكل منتظم،هو التحرك المشترك العام مع السوق.

1.2.3 المعادلة الاساس للأنموذج

:(Ross,et.al.,2008:326);(Jones,1998:193);(Eales,1995:157-158)

$$Ri = \alpha i + Bi\bar{R}m + ei \qquad i = 1,.....,N \text{ لجميع الاسهم}$$

أ. بحسب البناء:

$$\bar{e}_i = E(ei) = 0 \qquad i = 1,.....,N \text{ لجميع الاسهم}$$

ب. بحسب الافتراض :

1. لجميع الاسهم $i = 1,.....,N$ المؤشر غير مرتبط بالعائد الخاص $E\{ei(Rm-\bar{R}m)\} = 0$
2. لجميع الاسهم $i = 1,.....,N$ $j = 1,.....,N$ $i \neq j$ لكن الاوراق المالية مرتبطة ببعض فقط عبر الاستجابة العامة للسوق $E(ei\ ej) = 0$

ج. بحسب التعريف :

1. لجميع الاسهم $i = 1,.....,N$ $\sigma^2_{ei} = E(ei)^2$
2. لجميع الاسهم $i = 1,.....,N$ $\sigma^2_m = E(Rm-\bar{R}m)^2$

وفيما يلي اشتقاق العائد المتوقع والتباين والتباين المشترك حينما يستخدم أنموذج المؤشر الواحد لتمثيل التحرك المشترك للاوراق المالية(Alexander,et.al.,2001:157-160);(Jones,1998:194):

1. متوسط العائد $\bar{i} = \alpha i + Bi\bar{R}m$
2. تباين عائد الورقة $\sigma_i{}^2 = B_i{}^2\,\sigma^2_m + \sigma^2_{ei}$
3. التباين المشترك بين عوائد الورقتين (i)و (j) $\sigma ij = BiBj\,\sigma^2_m$

يلاحظ بان للعائد المتوقع مكونان: الجزء الخاص (αi) والجزء المرتبط بالسوق ($Bi\bar{R}m$).وبالمثل فان لتباين الورقة للجزأين نفسها: المخاطرة الخاصة ($\sigma^2 ei$) والمخاطرة المرتبطة بالسوق ($Bi^2\sigma^2_m$).بالمقابل فان التباين المشترك يعتمد فقط على مخاطرة السوق.وهذا يؤكد بان أنموذج المؤشر الواحد يشير ضمنا"بان السبب الوحيد لتحرك الاوراق المالية مع بعضها البعض هو الاستجابة العامة لتحركات السوق.

2.2.3 اشتقاق معلمات الأنموذج (Bodie,et.al.,2008:260);(Eales,1995:158-159)

أ.العائد المتوقع للورقة هو:

$$E(Ri) = E\{\alpha i + BiRm + ei\}$$

و ما دامت القيمة المتوقعة لمجموع المتغيرات العشوائية هي مجموع القيم المتوقعة فسيصبح العائد كالآتي:

$$E(Ri) = E(\alpha i) + E(BiRm) + E(ei)$$

(αi) و (Bi) هما ثابتان وبحسب البناء فان القيمة المتوقعة لـ(ei) صفر.بالتالي فان:

$$E(Ri) = \alpha i + Bi\bar{R}m \qquad \text{النتيجة (1)}$$

ب.تباين عائد أي ورقة هو :

$$\sigma^2_i = E(Ri-\bar{R}i)^2$$

تعويض Ri و $\bar{i}$ من المعادلات السابقة يفضي للاتي:

$$\sigma^2_i = E\{(\alpha i + BiRm+ei)-(\alpha i+Bi\bar{R}m)\}^2$$

اعادة الترتيب وملاحظة ان (α's) يلغي بعضها بعضا" يفضي للاتي:

$$\sigma^2_i = E\{Bi\,(Rm-\bar{R}m) + ei\}^2$$

تربيع الحدود الموجودة داخل القوسين الكبيرين يفضي للاتي:

$$\sigma^2_i = B^2_i\, E(Rm-\bar{R}m)^2 + 2BiE\{ei(Rm-\bar{R}m)\} + E(ei)^2$$

وبالعودة فانه وبحسب الافتراض (او في بعض الحالات بحسب البناء) فان $E\{ei(Rm-\bar{R}m)\} = 0$.وبالتالي فان:

$$\sigma^2 i = B^2 i\, E(Rm-\bar{R}m)^2 + E(ei)^2$$

$$\sigma^2_i = Bi^2\,\sigma^2_m + \sigma^2_{ei} \qquad \text{النتيجة (2)}$$

ج.التباين المشترك بين اية ورقتين هو كالاتي:

$$\sigma ij = E\{(Ri-\bar{R}i)(Rj-\bar{R}j)\}$$

التعويض محل $\bar{R}j, Rj, \bar{R}i, Ri$ يفضي للاتي:

$$\sigma ij = E\{(\alpha i + BiRm+ei)-(\alpha i+Bi\bar{R}m)\}\times\{(\alpha j+BjRm+ej)-(\alpha j+Bj\bar{R}m)\}$$

التبسيط من خلال شطب الـ(α's) واستخراج الـ(B's) عامل مشترك يفضي للاتي:

$$\sigma ij = E\{(Bi(Rm-\bar{R}m)+ei)-(Bj(Rm-\bar{R}m)+ej)\}$$

اجراء عملية الضرب تفضي للاتي:

$$\sigma ij = BiBj\,E(Rm-\bar{R}m)^2 + BjE\{ei(Rm-\bar{R}m)\} + BiE\{ej(Rm-\bar{R}m)\} + E(eiej)$$

ما دام ان اخر ثلاثة حدود هي صفر،بحسب الافتراض،فان:

$$\sigma ij = Bi\,Bj\,\sigma^2_m \qquad \text{النتيجة (3)}$$

ويمكن ايضاح هذه النتائج الثلاثة بمثال.يظهر العمودان الاول والثاني من الجدول(3) ادناه عائد سهم ومؤشر السوق للاشهر الخمس الماضية.العمود الثالث هو مجرد اعادة عرض للعمود الاول وهو عائد السهم.وبافتراض ان (Bi = 1.5) فان العمود الخامس هو العمود الثاني ضرب (1.5) او عائد السوق ضرب البيتا.والسؤال المطروح هنا هو من اين جاءت (ei)؟ بالعودة فان متوسط قيمة (ei) صفراً.واذا كان متوسط قيمة (ei) صفر فان مجموع (ei) صفر ايضا".أنموذج المؤشر الواحد هو معادلة مساواة.عائد السهم طوال المدد الخمس هو (40) ، ثلاثون من هذه الاربعين عائد مرتبط بالسوق بالتالي فان العشرة الباقية يجب ان تكون عائدا"غير مرتبط بالسوق او عائد خاص.واذا كان مجموع (ei) صفر،وحتى يكون أنموذج المؤشر الواحد في حالة مساواة،فان مجموع (αi) يجب ان يكون (10).ما دامت ان(αi) ثابت وان هناك (5) مدد فان (αi) تكون (10\5) او (2) للمدة الواحدة.وبضوء قيم (αi) و($Bi\bar{R}m$)،ما دامت ان أنموذج المؤشر الواحد هو أنموذج مساواة فان قيمة (ei) من الواجب ان تجعل كلا جانبي المعادلة متساويين.على سبيل المثال،مجموع (αi) و ($Bi\bar{R}m$) في المدة الاولى (8).ما دامت ان عائد الورقة في المدة الاولى (10) فان (ei) تكون (2+).

الجدول(3) تقسيم العوائد باطار أنموذج المؤشر الواحد

الشهر	1	2	3		4		5		6
	عائد السهم	عائد السوق	Ri	=	αi	+	$Bi\bar{R}m$	+	ei
1	10	4	10	=	2	+	6	+	2
2	3	2	3	=	2	+	3	-	2
3	15	8	15	=	2	+	12	+	1
4	9	6	9	=	2	+	9	-	2
5	3	0	3	=	2	+	0	+	1

مجموع	40	20	40		10		30		0

تطبيق بيانات المثال على المعادلات السالفة يفضي الى نتائج متطابقة.اذ ان متوسط عائد الورقة هو:

$$\bar{R}i = 40/5 = 8$$

وباستخدام معادلة أنموذج المؤشر الواحد فان متوسط العائد يكون :

$$\bar{R}i = \alpha i + Bi\bar{R}m = 2+1.5(4) = 8$$

تباين الورقة (i) بحسب المعادلة المشتقة لأنموذج المؤشر الواحد هو كالاتي:

$$\sigma^2_i = Bi^2\,\sigma^2_m + \sigma^2_{ei}$$
$$= (1.5)^2(8) + 2.8$$
$$= 20.8$$

3.2.3 حساب العائد المتوقع وتباين المحفظة باطار أنموذج المؤشر الواحد :

أ.العائد المتوقع للمحفظة: يتحدد العائد المتوقع لاية محفظة باطار الأنموذج كالاتي(Alexander,et.al.,2001:161):

$$\bar{R}p = \sum_{i=1}^{N} Wi\bar{R}i$$

التعويض محل ($\bar{R}i$) يفضي للاتي:

$$\bar{R}p = \sum_{i=1}^{N} Wi\alpha i + \sum_{i=1}^{N} WiBi\bar{R}m \quad \ldots\ldots\ldots (5)$$

ب.تباين المحفظة : ان تباين محفظة الاسهم يتحدد كالاتي(Alexander,et.al.,2001:213):

$$\sigma^2_p = \sum_{i=1}^{N} W_i^2\,\sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} WiWj\sigma ij$$

تعويض النتائج السالفة محل (σ_i^2) و (σij) يفضي للاتي:

$$\sigma^2_p = \sum_{i=1}^{N} W_i^2\,B_i^2\sigma_m^2 + \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} WiWjBiBj\sigma_m^2 + \sum_{i=1}^{N} W_i^2\sigma_{ei}^2 \quad \ldots\ldots\ldots (6)$$

يتضح من المعادلتين(5)و(6)ان العائد المتوقع والمخاطرة بالامكان تقديرهما لاية محفظة اذا ماتم تقدير(αi)و(Bi)و(σ_{ei}^2)لكل سهم وتقدير كل من العائد المتوقع للسوق($\bar{R}m$)وتباين السوق(σ_m^2).وهذا يشكل مااجماله(3N+2) تقدير (Bodie,et.al.,2008:262).

وبالنسبة للمؤسسة التي تتابع (150-250) سهم فان أنموذج المؤشر الواحد يجعلها تحتاج الى (452-752) تقدير.وهو عدد من المدخلات لايقارن مع عدد المدخلات المطلوبة بظل أنموذج ماركويتز (11475-31625).فضلا عن ذلك فهناك تبسيط واضح وكبير في الاجراءات الحسابية اذ انه ليس هناك من حاجة لتقدير مصفوفة التباين المشترك والمطلوب فقط تقديرات للكيفية التي تتحرك بها كل ورقة مع السوق.وهنا فان الهيكل غير المتداخل بمقدوره تقديم كل التقديرات المطلوبة.ومايميز هذا الأنموذج ايضا"هو ان جميع مصطلحاته ومكوناته مألوفة من قبل جميع المستثمرين وفي متناول ايديهم.

ان التبسيط الذي جاء به أنموذج المؤشر الواحد مهم للغاية في مسألة التخصص بتحليل الاوراق المالية.فاذا كان من الواجب حساب التباين المشترك لكل زوج من الاوراق المالية،كما يطلب ماركويتز،فلن يكون بمقدور محللو الاوراق المالية التخصص بحسب الصناعة.على سبيل المثال،اذا كانت مجموعة متخصصة بصناعة الحواسيب واخرى بصناعة السيارات فالسؤال المطروح هو من الذي ستكون لديه الخلفية المعرفية المشتركة لتقدير التباين المشترك بين سهمي (GM) و (IBM) على سبيل المثال؟ فلن يكون لاي من المجموعتين الفهم المتعمق والكامل للصناعات الاخرى الضروري لوضع الاحكام الدقيقة عن التحركات المشتركة بين الصناعات.وبالمقابل فان أنموذج المؤشر الواحد هو طريقة بسيطة لحساب التباينات المشتركة.فالتباينات المشتركة بين الاوراق المالية تعزى لتأثير عامل واحد مشترك متمثل بعامل السوق وبالامكان تقديره بمعادلة الانحدار (4)(Bodie,et.al.,2008:263).

3.3 أنموذج المؤشر الواحد والتنويع :

تعرف بيتا المحفظة (Bp) بانها المتوسط الموزون لقيم البيتا الفردية (Bi's) للاسهم المكونة للمحفظة وتمثل الاوزان نسبة الاموال المستثمرة بكل سهم في المحفظة،وعلى وفق ذلك فان(Weston,et.al.,1996:205);(Sharpe & Alexander,1990:205) :

$$Bp = \sum_{i=1}^{N} WiBi$$

وبنحو مشابه تعرف الفا المحفظة (αp) بانها (Eales,1995:160) :

$$\alpha p = \sum_{i=1}^{N} Wi\alpha i$$

بالتالي فان المعادلة (5) يمكن كتابتها كالاتي :

$$\bar{R}p = \alpha p + Bp\ \bar{R}m$$

فاذا ماعّدت المحفظة (p) بانها محفظة السوق (جميع الاسهم المكونة للسوق والممسوكة بنسب متساوية) فان العائد المتوقع على (p) يجب ان يكون ($\bar{R}m$).ومن المعادلة اعلاه فان القيم الوحيدة لـ(Bp) و (αp) التي تضمن $\bar{R}p = \bar{R}m$ لاي خيار من خيارات ($\bar{R}m$) هي ان تكون(αp=0) و (Bp=1).عليه فان بيتا السوق واحد عدد صحيح وان الاسهم اما ان تكون اكبر او اقل مخاطرة من السوق تبعا فيما اذا كانت قيمة البيتا خاصتها اكبر أم اصغر من الواحد الصحيح.ولنناقش اكثر مخاطرة الورقة الفردية.المعادلة (6) هي كالاتي:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^{N} W_i^2\, B_i^2 \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^{N} W_i^2 \sigma_{ei}^2 + \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} WiWjBiBj\sigma_m^2$$

الشرط الاخير من المعادلة (6) اعلاه هو ان (j≠i)،لكن اذا كان (j=i)فان الحد الاخير يصبح ($WiWiBi^2\ \sigma^2_m$) وهذا هو بالضبط الحد الاول من المعادلة.بالتالي فان تباين المحفظة يمكن كتابته كالاتي:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} WiWjBiBj\sigma_m^2 + \sum_{i=1}^{N} W_i^2\sigma_{ei}^2$$

او اذا ماتم اعادة ترتيب الحدود تصبح:

$$\sigma_p^2 = \left(\sum_{i=1}^{N} Wi\ Bi\right)\left(\sum_{i=1}^{N} Wj\ Bj\right)\sigma_m^2 + \sum_{i=1}^{N} W_i^2\sigma_{ei}^2$$

لذلك فان مخاطرة محفظة المستثمر بالامكان تمثيلها بالاتي ; (Pilbeam,2010:190) :(Jones,1998:195)

$$\sigma_p^2 = B_p^2\sigma_m^2 + \sum_{i=1}^{N} W_i^2\sigma_{ei}^2$$

واذا ماتم الافتراض بان المستثمر قام ببناء المحفظة عبر استثمار مبالغ متساوية في كل سهم من الاسهم (N) فان مخاطرة هذه المحفظة تصبح(Alexander,et.al.,2001:213):

$$\sigma_p^2 = B_p^2\sigma_m^2 + \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{N}\sigma_{ei}^2\right)$$

الحد الاخير عبارة عن حاصل ضرب ($\frac{1}{N}$) بمتوسط المخاطرة الباقية (الخاصة او القابلة للتنويع) للمحفظة.وكلما زاد عدد الاسهم الداخلة بالمحفظة تلاشت وبشكل كبير اهمية متوسط المخاطرة الباقية $\left(\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{N}\sigma_{ei}^2\right)$.

وفي الواقع،فان المخاطرة الباقية تنخفض بشكل سريع جدا"بأذ يتم التخلص من غالبيتها حتى في المحافظ متوسطة الحجم.والمخاطرة التي لايتم التخلص منها مهما زاد حجم المحافظ هي المخاطرة المصاحبة للحد (Bp).واذا ماتم الافتراض بان المخاطرة الباقية اقتربت من الصفر،فان مخاطرة المحفظة تقترب من الاتي:

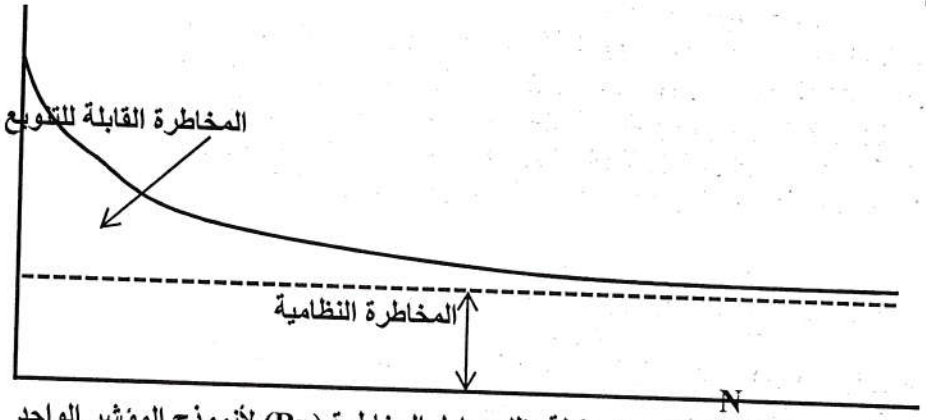
$$\sigma p = \left(B_p^2\,\sigma_m^2\right)^{1/2} = Bp\sigma m = \sigma m\left(\sum_{I=1}^{N} WiBi\right)$$

ما دامت ان (σm) هي ذاتها،وبغض النظر عن هوية السهم محل الاهتمام،فان مقياس درجة اسهام الورقة بمخاطرة المحفظة الكلية هو (Bi).

مخاطرة الورقة الفردية هي ($B_i^2 \;\; {}_m^2 + \sigma_{ei}^2$).ما دام ان تاثير ($\sigma_{ei}^2$) في مخاطرة المحفظة يمكن جعله يقترب من الصفر بزيادة حجم المحفظة،فانه من الشائع ان يشار الى (σ_{ei}^2) بالمخاطرة القابلة للتنويع.لكن تاثير ($B_i^2\sigma_m^2$)في مخاطرة المحفظة لايتلاشى مع زيادة حجم (N).ما دامت ان (σ_m^2) ثابت لجميع الاوراق المالية فان (B) هي مقياس المخاطرة غير القابلة للتنويع للورقة.ما دامت ان المخاطرة القابلة للتنويع بالامكان التخلص منها عبر مسك محفظة كبيرة بدرجة كافية فان (Bi) غالبا"ماتستخدم كمقياس لمخاطرة الورقة.

وعلى وفق ماتقدم ، وكلما زاد التنويع ، فان التباين الكلي للمحفظة يقترب من التباين النظامي (الذي هو تباين عامل السوق مضروبا"بمربع معامل حساسية المحفظة (B_p^2) وهذا ظاهر في الشكل (1).فهو يبين انه كلما تم ادخال المزيد من الاوراق المالية للمحفظة انخفض تباين المحفظة بسبب تنويع المخاطرة الخاصة.لكن قوة التنويع تظل محدودة.فحتى مع الحجم الكبير جدا"للمحفظة يظل هناك جزء من المخاطرة بسبب المخاطرة النظامية او المخاطرة غير القابلة للتنويع(Bodie,et.al.,2008:265).

σ_p^2



الشكل(1) تباين المحفظة بظل معامل المخاطرة (Bp) لأنموذج المؤشر الواحد

Source:(Bodie,Zvi, Alex Kane, and Alan J. Marcus, Investments, 7th ed., Boston:McGraw Hill, 2008:265)

4.3 بناء المحفظة بظل أنموذج المؤشر الواحد :

سنناقش في هذا الجزء مدلولات أنموذج المؤشر الواحد لبناء المحفظة.اذ يقدم الأنموذج العديد من المزايا ليس فقط لناحية تقديرات المعلمات انما ايضا"للتبسيط التحليلي واللامركزية التنظيمية التي جعلها امرا"ممكنا".

1.4.3 الالفا وتحليل الاوراق المالية:

لربما ان الميزة الاكثر اهمية لأنموذج المؤشر الواحد هي الاطار الذي يقدمه لتحليل الاقتصاد الكلي وتحليل الاوراق الماليةعند تهيئة قائمة المدخلات الحاسمة جدا"لمسالة كفاءة المحفظة المثلى.اذ يتطلب أنموذج ماركويتز تقديرالعائد المتوقع لكل ورقة مالية.وتقدير العائد المتوقع يعتمد على تنبؤات كل من الاقتصاد الكلي والشركة الفردية.لكن اذا قام العديد من المحللين المختلفين بتحليل الورقة المالية لمؤسسة كبيرة مثل صندوق تضامني فربما لايكون هناك تماثل في تنبؤات الاقتصاد الكلي التي تشكل جزئيا"الاساس لتوقعات عوائد الاوراق المالية.فضلا"عن ذلك،فان الافتراضات الاساسية لعائد ومخاطرة مؤشر السوق غالبا"لاتكون ظاهرة في تحليل الاوراق المالية.

ويخلق أنموذج المؤشر الواحد اطارا"يفصل بين هذين المصدرين المختلفين جدا"التباين العائد ويجعل من الاسهل ضمان التماثل فيما بين المحللين.وبالامكان رسم هرمية الاعداد لقائمة المدخلات باستخدام اطار أنموذج المؤشر الواحد وكالاتي:

1. استخدام تحليل الاقتصاد الكلي لتقدير عائد ومخاطرة مؤشر السوق.
2. استخدام التحليل الاحصائي لتقدير معاملات البيتا لجميع الاوراق المالية وتباينات بواقيها (ei).
3. استخدام مدير المحفظة لتقديرات عائد مؤشر السوق ومعامل بيتا الورقة المالية لتقدير العائد المتوقع لتلك الورقة والذي يغيب عنه اية اسهام من تحليل الورقة المالية.فالعائد المتوقع المعتمد على السوق

مشروط بالمعلومات العامة لجميع الاوراق المالية وليس بالمعلومات المكتشفة من تحليل الاوراق المالية للشركات المعنية.هذا العائد المتوقع المعتمد على السوق يمكن ان يستخدم كمرجع.

4. توقعات العائد المتوقع الخاص للورقة(ولا سيما"قيم الفا الاوراق المالية)تشتق من نماذج تقييم الاوراق المالية المتعددة.عليه فان قيمة الالفا تركز على العائد الاضافي الذي يعزى للمعلومات الخاصة المكتشفة من تحليل الاوراق المالية.

في سياق المعادلة (3) فان عائد الورقة الذي لايخضع لتحليل الاوراق المالية سيكون($\overline{BiRm}$).بعبارة اخرى،ان العائد سوف يشتق بشكل جوهري من نزعة الورقة لاتباع مؤشر السوق.واي عائد متوقع وراء العائد المرجعي هذا (الفا الورقة) سيعزى الى بعض العوامل غير السوقية التي لن تغطى عبر تحليل الاوراق المالية.

ان النتيجة النهائية لتحليل الاوراق المالية هي قائمة بقيم الفا الاوراق المالية.الطرق الاحصائية لتقدير معاملات بيتا معروفة على نطاق واسع وقياسية وبالتالي لن يكون من المتوقع ان يكون هناك اختلاف كبير في هذا الجزء من قائمة المدخلات فيما بين مديري المحافظ.بالمقابل فان تحليل الاقتصاد الكلي وتحليل الاوراق المالية هو ليس بعلم بحت محدد المعالم ومتفق عليه وهذا يفضي بالضرورة الى تباين في الاداء.وباستخدام أنموذج المؤشر الواحد لتفكيك العوائد الى عوائد تعزى لعوامل سوقية واخرى لعوامل غير سوقية،بامكان مدير المحفظة ان يكون واثقا"من ان محللوا الاقتصاد الكلي الذين يضعون تقديرات عائد مؤشر السوق وان محللوا الاوراق المالية الذين يضعون قيم الالفا يستخدمون تقديرات متماثلة للسوق الكلي.

وفي سياق بناء المحفظة،فان الالفا هي اكثر من مجرد مكون واحد من مكونات العائد المتوقع.فهي المتغير الرئيس الذي يحدد فيما اذا كان من الجيد أم من السيء شراء الورقة المالية.فمن الممكن ان تكون هناك الكثير من الاوراق المالية لها قيم البيتا نفسها وبالتالي ستكون لديها مكونات نظامية مماثلة لعوائدها.وعلى وفق ذلك فان مايجعل الورقة جذابة أم غير جذابة امام مدير المحفظة هي قيمة الالفا خاصتها.وفي الواقع،ان الورقة ذات الالفا الموجبة تقدم عائداً اكبر من عائدها المشتق من نزعتها صوب تعقب مؤشر السوق[48].وهذه الورقة تكون صفقة رابحة وبالتالي يجب ان يبالغ في توزينها بالمحفظة الكلية بالمقارنة مع البديل الخامل المتمثل باستخدام محفظة مؤشر السوق بوصفها اداة خطرة.وبالعكس فان الورقة ذات الالفا السالبة سيكون مبالغ في تسعيرها وان وزنها بالمحفظة،بثبات العوامل الاخرى،يجب ان يخَفض.وفي الحالات المتطرفة فان الوزن المرغوب بالمحفظة ربما يكون سالبا"،أي ان المركز القصير (اذا كان مسموحا به) سيكون مرغوبا".

2.4.3 محفظة المؤشر بوصفها موجود استثماري:

ان عملية رسم الحد الكفء باستخدام أنموذج المؤشر الواحد ربما تمارس تماما"بقدر ممارسة الاجراء الذي استخدمه ماركويتز لايجاد المحفظة الخطرة المثلى.لكن هنا بالامكان الاستفادة من التبسيط الذي يقدمه أنموذج المؤشر الواحد لاشتقاق قائمة المدخلات.فضلا"عن ذلك،فان السعي لبلوغ المحفظة المثلى يسلط الضوء على ميزة اخرى لأنموذج المؤشر الواحد وهي الكشف البسيط والبدهي عن ممثل المحفظة الخطرة المثلى.لكن وقبل الخوض في مناقشة اليات بلوغ الامثلية في هذا السياق،سنناقش اولا"دور محفظة المؤشر بالمحفظة المثلى.

افترض ان تقرير شركة تحليلات استثمارية حصر اجمالي الموجودات المتاحة للاستثمار فقط بالاسهم المكونة لمحفظة (S&P500).وفي هذه الحالة فان هذا المؤشر سوف يجسد تاثير الاقتصاد على الاسهم الكبيرة التي تضمها الشركة في محفظتها.افترض ان موراد الشركة تسمح فقط بتغطية مجموعة فرعية صغيرة من هذه المجموعة الكاملة المسماة المجموعة الشاملة المتاحة للاستثمار.فاذا كانت هذه الشركات المحللة هي الوحيدة المسموح بادخالها في المحفظة فان مدير المحفظة ربما يكون قلقا"من محدودية التنويع.والطريقة البسيطة لتجنب التنويع غير الكافي هي بادخال محفظة(S&P500) بوصفها واحدة من موجودات المحفظة.التمعن بالمعادلتين (3) و (4) يكشف بانه اذا ماتم معاملة محفظة (S&P500) بوصفها مؤشر السوق فسيكون لديها بيتا واحد عدد صحيح (حساسيتها لنفسها) وليس هنا من مخاطرة خاصة بالشركة والالفا صفر،أي لن يكون هناك مكون غير سوقي في عائدها المتوقع.وتظهر النتيجة (3) لاشتقاق معادلة أنموذج المؤشر الواحد بان التباين المشترك لاية ورقة مالية (i) مع المؤشر هو($Bi\sigma_m^2$).ولتمييز (S&P500) عن (n) من الاوراق المالية المغطاة من قبل الشركة سيطلق عليها تسمية الموجود ذو الترتيب (n+1).ويمكن النظر لمحفظة (S&P500) بوصفها المحفظة الخاملة التي سيختارها المدير دون اجراء تحليل الاوراق المالية.فهي تتيح امكانية الوصول للسوق الواسع دون الحاجة

---

[48] الالفا الموجبة للورقة تؤكد بان هذه الورقة تميل لتحقيق عائد موجب حتى وان لم يكن هناك تحرك في السوق ككل(Pilbeam,2010:180).

لاجراء تحليل الاوراق المالية المكلف.لكن اذا كان مدير المحفظة راغبا"بالخوض في مثل هذا البحث فهو ربما يكتشف محفظة نشطة بالامكان توليفها مع المؤشر للحصول على مبادلة افضل بين المخاطرة والعائد.

3.4.3 المحفظة الخطرة المثلى لأنموذج المؤشر الواحد :

يسمح أنموذج المؤشر الواحد بحل مشكلة اختيار المحفظة الخطرة المثلى بشكل مباشر كما انه يقدم فكرة واضحة عن طبيعة الحل.اذ ان مدير المحفظة يكون واثقا"من مقدوره وبسهولة التهيئة لعملية بلوغ الامثلية وذلك لرسم الحد الكفء باطار أنموذج المؤشر الواحد الى جانب منحنى أنموذج ماركويتز.
اذ مع وجود تقديرات معاملات البيتا والالفا،زائدا"عائد محفظة المؤشر،يكون بالامكان حساب (n+1) من العوائد المتوقعة باستخدام المعادلة (3).وبظل تقديرات البيتا وتباينات البواقي،الى جانب تباين محفظة المؤشر،يكون بالامكان بناء مصفوفة التباين المشترك باستخدام النتيجة(3).وبضوء بيانات العوائد ومصفوفة التباين المشترك بالامكان تنفيذ برنامج الامثلية لماركويتز.
وبالامكان وصف الكيفية التي يعمل بها التنويع باطار أنموذج المؤشر الواحد وذلك بخطوة واحدة اضافية.فقد اوضح مسبقا"بان الفا وبيتا وتباين باقي المحفظة الموزونة بشكل متساوي هي متوسطات بسيطة لتلك المعلمات عبر الاوراق المالية المكونة للمحفظة.فضلا"عن ذلك فان هذه النتيجة ليست مقصورة على المحافظ الموزونة بالتساوي انما تنطبق على اية محفظة لكن تستلزم الحاجة هنا لاستبدال المتوسط البسيط بالمتوسط الموزون باستخدام اوزان المحفظة وكما سبق واوضح.والهدف هو تعظيم نسبة شارب المحفظة باستخدام اوزان المحفظة(W1,….,Wn+1).ومع هذه المجموعة من الاوزان،فان نسبة شارب المحفظة تحسب كالاتي(Bodie,et.al.,2008:275):

$$Sp = \frac{\overline{ERP}}{\sigma P} \quad \ldots\ldots\ldots (7)$$

وعند هذه النقطة،وكما في الاجراء القياسي لماركويتز،بالامكان استخدام برنامج اكسل للامثلية لتعظيم نسبة شارب وفقا"لقيد مضاف وهو ان مجموع اوزان المحفظة يساوي الواحد الصحيح.لكن هذا ليس ضروري لان المحفظة المثلى يمكن اشتقاقها بشكل ظاهري باستخدام أنموذج المؤشر الواحد وبشكل بدهي مميز للغاية.
وسنناقش هنا اولا"المبادلة الاساس التي يقدمها الأنموذج.فاذا تم الاهتمام فقط بالتنويع فسيتم الاحتفاظ بمؤشر السوق فقط.وتحليل الاوراق المالية سيتيح فرصة الكشف عن الاوراق المالية ذات قيم الالفا غير الصفرية وبالتالي اتخاذ مراكز مختلفة بهذه الاوراق المالية.لكن ثمن هذه المراكز المختلفة هو الابتعاد عن التنويع الكفء.اذ يبين الأنموذج بان المحفظة الخطرة المثلى تبادل بين البحث في الالفا وبين الابتعاد عن التنويع الكفء.
ماتقدم يؤكد ان المحفظة الخطرة المثلى تحولت لتصبح توليفة مكونة من محفظتين:1.المحفظة النشطة،التي يرمز لها بالرمز (A)،المكونة من (n) من الاوراق المالية المحللة(والتي تسمى محفظة نشطة لانها مشتقة من التحليل النشط للاوراق المالية).2. محفظة مؤشر السوق وهو الموجود (n+1) الذي ادخل للمحفظة للمساعدة في التنويع ،والتي تسمى المحفظة الخاملة والتي يرمز لها بالرمز (M).
لنفترض ابتداءا" بان للمحفظة النشطة بيتا قدرها(1).وفي هذه الحالة فان الوزن الامثل بالمحفظة النشطة سيكون نسبة $\frac{\alpha_A}{\sigma_{eA}^2}$. هذه النسبة توازن بين اسهام المحفظة النشطة (الفا المحفظة) بالعائد وبين اسهامها في تباين المحفظة (تباين الباقي).النسبة المشابهة لمحفظة المؤشر هي $\frac{\overline{Rm}}{\sigma_m^2}$ وبالتالي فان المركز المبدأي بالمحفظة النشطة (أي اذا كانت بيتا المحفظة الواحد الصحيح) سيكون:

$$W_A^0 = \frac{\frac{\alpha_A}{\sigma_A^2}}{\frac{\overline{R_M}}{\sigma_M^2}} \quad \ldots\ldots\ldots (8)$$

لاحقا"سنعدل هذه المراكز لياخذ بالحسبان البيتا الفعلية للمحفظة النشطة.فبالنسبة لاي مستوى من مستويات (σ_A^2) ،فان الارتباط بين المحفظة النشطة والمحفظة الخاملة يكون اكبر حينما تكون بيتا المحفظة النشطة اعلى.وهذا يشير ضمنا"الى انتفاع اقل من التنويع من المحفظة الخاملة ومركز اصغر متخذ بها.وبالمقابل فان المركز المتخذ بالمحفظة النشطة يزداد.والتعديل الدقيق للمركز المتخذ بالمحفظة النشطة هو كالاتي:

$$W_A^* = \frac{W_A^0}{1 + (1 - B_A)W_A^0} \quad \ldots\ldots\ldots (9)$$

4.4.3 نسبة المعلومات :

تفضي المعادلتان (8) و (9) الى مركز امثل بالمحفظة النشطة حالما تعرف قيم معلماتها (الالفا ، البيتا ، وتباين الباقي).وبظل استثمار بوزن (W_A^*) بالمحفظة النشطة و ($1-W_A^*$) بمحفظة المؤشر،بامكاننا حساب العائد المتوقع والانحراف المعياري ونسبة شارب للمحفظة الخطرة المثلى.نسبة شارب للمحفظة الخطرة المبنية بشكل امثل ستفوق نسبة شارب لمحفظة المؤشر (الاستراتيجية الخاملة).والعلاقة بالدقة هي كالاتي:

$$S_P^2 = S_M^2 + \left[\frac{\alpha_A}{\sigma_{eA}}\right]^2 \quad \ldots\ldots\ldots (10)$$

تبين المعادلة (10) بان اسهام المحفظة النشطة (حينما تمسك بوزنها الامثل،W_A^*) في نسبة شارب للمحفظة الخطرة الكلية يتحدد بنسبة الفا هذه المحفظة الى الانحراف المعياري بباقيها.وهذه النسبة المهمة تسمى نسبة المعلومات.وتقيس هذه النسبة العائد الاضافي الذي بالامكان جنيه من تحليل الاوراق المالية بالمقارنة مع المخاطرة الخاصة التي سيتم تحملها عند المبالغة او الابخاس في تقدير وزن الاوراق المالية نسبة لمؤشر السوق الخامل.لذلك فان المعادلة (10) تشير ضمنا"بانه ولغرض تعظيم نسبة شارب الكلية فينبغي علينا تعظيم نسبة معلومات المحفظة النشطة.

ماتقدم يؤكد بان نسبة معلومات المحفظة النشطة ستُعظم اذا ماتم الاستثمار في كل ورقة بمايتناسب ونسبتها المتمثلة بـ ($\frac{\alpha_i}{\sigma_{ei}^2}$). لذلك فان الوزن المستثمر بكل ورقة مالية ماهو الا حاصل ضرب الوزن المستثمر بالمحفظة النشطة بوزن نسبة الورقة الى اجمالي نسب الاوراق وكالاتي:

$$W_i^* = W_A^* \frac{\frac{\alpha i}{\sigma_{ei}^2}}{\sum_{i=1}^{n} \frac{\alpha i}{\sigma_{ei}^2}} \quad \ldots\ldots\ldots (11)$$

وبظل هذه المجموعة من الاوزان،يتضح بان اسهام كل ورقة بنسبة معلومات المحفظة النشطة يعتمد على نسبة معلوماتها،أي :

$$\left[\frac{\alpha_A}{\sigma_{eA}}\right]^2 = \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{\alpha_i}{\sigma_{ei}}\right]^2 \quad \ldots\ldots\ldots (12)$$

وبالتالي يكشف الأنموذج عن الدور المركزي لنسبة المعلومات في الاستغلال الكفء لميزة تحليل الاوراق المالية.الاسهام الايجابي للورقة بالمحفظة يتم باضافة الالفا خاصتها.وتاثيرها السلبي يكون بزيادة تباين المحفظة عبر مخاطرتها الخاصة (تباين باقي الورقة).

وفي مقابل الالفا،يلاحظ بان المكون السوقي للعائد ($Bi\,\bar{R}m$) يعوض بالمخاطرة غير القابلة للتنويع (السوقية) للورقة ($B_i^2\sigma_m^2$) وكلاهما يشتق بالبيتانفسها .هذه المبادلة ليست خاصة متفردة بكل ورقة لان اية ورقة لها البيتا نفسها تقدم الاسهام المتوازن لكل من المخاطرة والعائد نفسها .بعبارة اخرى،ان بيتا الورقة ليست ميزة ولاعيب.فهي تؤثر بشكل متزامن بكل من مخاطرة وعائد الورقة المالية.بالتالي ينبغي الاهتمام بالبيتا الكلية للمحفظة النشطة فقط وليس ببيتا كل ورقة فردية.

يتبين من المعادلة (11) بانه اذا كانت الفا الورقة سالبة،فسيتخذ بهذه الورقة مركزا"قصيرا"في المحفظة الخطرة المثلى.واذا كانت المراكز القصيرة ممنوعة،فان الورقة ذات الالفا السالبة سوف تستبعد ببساطة من برنامج الامثلية وسيكون وزنها صفراً بالمحفظة.وكلما ازداد عدد الاوراق المالية ذات الالفا غير الصفرية (او عدد الاوراق ذات قيم الالفا الموجبة اذا كانت المراكز القصيرة ممنوعة) فان المحفظة النشطة ستكون بحد ذاتها منوعة بشكل افضل وان وزنها بالمحفظة الخطرة الكلية سيزداد على حساب محفظة المؤشر الخاملة.

5.4.3 خلاصة اجراء الامثلية :

لتلخيص ماتقدم،وحالما يكتمل تحليل الاوراق المالية وتوضع تقديرات أنموذج المؤشر الواحد لمعلمات الورقة ومؤشر السوق ،يصبح بالامكان بناء المحفظة الخطرة المثلى باستخدام الخطوات الاتية:

1. حساب المركز المبدأي بكل ورقة مالية داخلة بالمحفظة النشطة وكالآتي:

$$W_i^0 = \frac{\alpha_i}{\sigma_{ei}^2}$$

2. اعطاء اوزان لهذه المراكز المبدأية لجعل مجموع اوزان مكونات المحفظة الواحد الصحيح،وذلك عبر قسمة وزن كل مركز الى مجموع اوزان المراكز وكالاتي:

$$W_i = \frac{W_i^0}{\sum_{i=1}^{n} W_i^0}$$

3. حساب الفا المحفظة النشطة وكالآتي:

$$\alpha_A = \sum_{i=1}^{n} Wi\alpha i$$

4.حساب التباين بباقي المحفظة النشطة وكالآتي:

$$\sigma_{eA}^2 = \sum_{i=1}^{n} W_i^2 \, \sigma_{ei}^2$$

5. حساب المركز المبدأي بالمحفظة النشطة وكالآتي:

$$W_A^0 = \left[\frac{\frac{\alpha_A}{\sigma_{eA}^2}}{\frac{\overline{R}_M}{\sigma_M^2}} \right]$$

6. حساب بيتا المحفظة النشطة وكالآتي:

$$B_A = \sum_{i=1}^{n} WiBi$$

7. تعديل المركز المبدأي بالمحفظة النشطة وكالآتي:

$$W_A^* = \frac{W_A^0}{1 - (1 - B_A)W_A^0}$$

8.ملاحظة ان للمحفظة الخطرة المثلى الان الاوزان الآتية:

$$W_M^* = 1 - W_A^* \; ; \; W_i^* = W_A^* W_i$$

9. حساب عائد المحفظة الخطرة المثلى من عائد محفظة المؤشر والفا المحفظة النشطة.

$$\overline{R}_P = (W_M^* + W_A^* B_A)\overline{R}_M + W_A^* \alpha_A$$

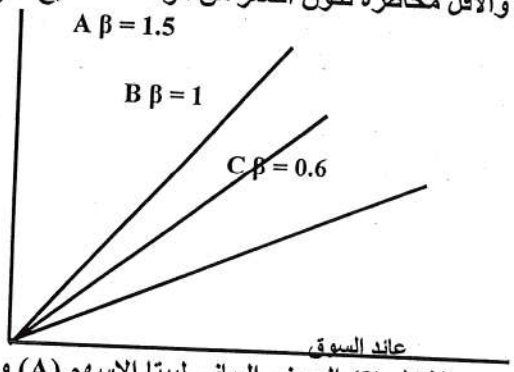
ويلاحظ بان بيتا المحفظة الخطرة هي $(W_M^* + W_A^*{}_A)$ لان بيتا محفظة المؤشر واحد عدد صحيح.

10. حساب تباين المحفظة الخطرة المثلى من تباين محفظة المؤشر وتباين باقي المحفظة النشطة وكالآتي:

$$\sigma_P^2 = (W_M^* + W_A^* B_A)^2 \sigma_M^2 + [W_A^* \sigma_{eA}]^2$$

5.3 تقدير بيتا الأنموذج :

ان البيتا هي مقياس للمخاطرة النظامية[49] للورقة المالية والتي لايمكن تجنبها بالتنويع.والبيتا مقياس نسبي للمخاطرة (مخاطرة السهم المنفرد نسبة لمحفظة السوق التي تضم جميع الاسهم).فاذا تغيرت عوائد الورقة بمعدل اكبر (اقل) من التغير بعوائد السوق،فسيكون لسعر الورقة تقلبا"اكبر (اصغر) من التقلب باسعار السوق ككل.والجدير بالاشارة هنا ان البيتا تقيس التقلب باسعار الورقة نسبة للمرجع الا وهو محفظة السوق.ولكل ورقة ميلها (البيتا) الخاص بها.والاوراق ذات الميول المختلفة لديها حساسيات مختلفة لعوائد مؤشر السوق.فاذا كان ميل الورقة بزاوية (45°) وكما هو ظاهر للورقة (B) في الشكل (2) فان البيتا تكون (1) وهي مماثلة لبيتا محفظة السوق.الاسهم الاكثر تقلبا"(مخاطرة) من السوق تكون لديها بيتا اكبر من الواحد الصحيح والاقل مخاطرة تكون اصغر من الواحد الصحيح[50] (Jones,1998:234-235).



الشكل (2) العرض البياني لبيتا الاسهم (A) و (B) و (C)

Source:(Jones,Charles P., Investments: Analysis and Management, 6th ed., N.Y.: John Wiley & Sons, Inc.,1998:235)

[49] تعتمد المخاطرة النظامية للسهم على الكيفية التي تتحسس بها عمليات الشركة للاحداث الاقتصادية العامة مثل التغيرات بمعدلات الفائدة والضغوط التضخمية وغيرها.ولان التحركات العامة في الاسواق المالية تعكس التحركات بالاقتصاد فان المخاطرة السوقية للسهم يمكن قياسها عبر متابعة نزعته للتحرك مع السوق عبر البيتا(Weston,et.al.,1996:202).

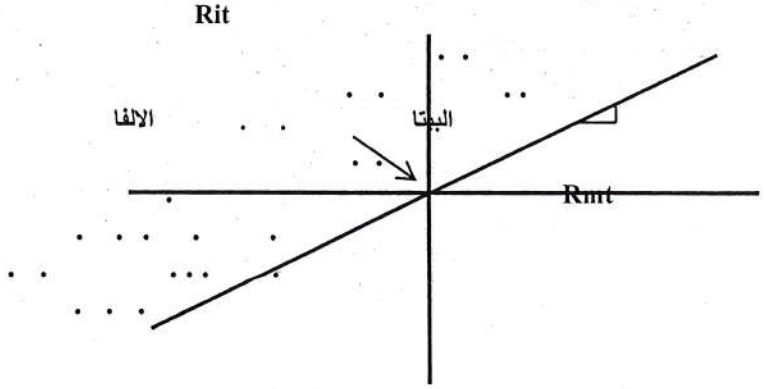
[50] البعض يطلق على الاسهم ذات البيتا التي تفوق الواحد الصحيح اصطلاح الاسهم الهجومية (Aggressive) وعلى الاسهم ذات البيتا الاقل من الواحد الصحيح اصطلاح الاسهم الدفاعية(Defensive) (VanHorne,2004:64).

ويتطلب استخدام أنموذج المؤشر الواحد تقدير بيتا كل سهم يعّد مرشحا"محتملا"للادخال في المحفظة.وبمقدور المستثمر الحصول على تقديرات ذاتية لبيتا الورقة او المحفظة من المحللين[51].بالمقابل يمكن الحصول على تقديرات البيتا المستقبلية عبر تقدير البيتا باستخدام البيانات التاريخية واستخدام هذه البيتا التاريخية كتقدير للبيتا المستقبلية.وهناك دليل تجريبي على احتواء البيتا التاريخية لمعلومات مفيدة عن البيتا المستقبلية(VanHorne,2004:65).فضلا"عن ذلك فقد وضعت بعض اساليب التنبؤ اللافتة لزيادة المعلومات التي يمكن استخلاصها من البيانات التاريخية.لذلك حتى الشركة التي ترغب باستخدام التقديرات الذاتية التي يضعها المحللون للبيتا المستقبلية يتعين عليها تزويد المحللين بافضل تقديرات متاحة للبيتا من البيانات التاريخية.وبعد ذلك بامكان المحلل التركيز على بيان التاثيرات التي من المتوقع ان تغّير البيتا في المستقبل.وسنناقش ادناه بعض الاساليب التي اقترحت لتقدير البيتا.هذه الاساليب يمكن ان تصنف الى اسلوب لقياس البيتا التاريخية واساليب تصحيح البيتا التاريخية لتكون اقرب للمتوسط حينما تقّدر في مدة مستقبلية واساليب تصحيح التقديرات التاريخية من خلال ادخال بيانات الشركة الاساس في الحسابات.

1.5.3 تقدير البيتا التاريخية :

ان المعادلة (4) لعائد السهم يمكن ان تكون صحيحة في أي وقت على الرغم من ان قيم (α_i) او (B_i) او (σ^2_{ei}) ربما تتغير على مر الزمن.وعند العودة للبيانات التاريخية لن يكون بمقدور احد الاطلاع المباشر على قيم (α_i) او (B_i) او (σ^2_{ei}).انما يجد العوائد التاريخية للورقة والسوق.واذا كان من المفترض ان تظل قيم هذه المعلمات ثابتة على مر الزمن فان المعادلة من المتوقع ان تكون صحيحة في أي وقت.وفي هذه الحالة سيكون هناك اجراء واضح ومباشر لتقدير كل معلمة من هذه المعلمات.

ان المعادلة (4) هي معادلة خط مستقيم.واذا كانت (σ^2_{ei}) مساوية للصفر،فحينئذ يمكن تقدير (α_i) و (B_i) باستخدام مشاهدتين فقط.لكن وجود المتغير العشوائي (ei) يعني بان العائد الفعلي سيشكل التشتت بشأن الخط المستقيم.ويوضح الشكل (3) هذا النمط.المحور العمودي عائد الورقة(i) والمحور الافقي عائد السوق.وكل نقطة في الشكل هي عائد السهم (i) خلال فاصل زمني محدد،على سبيل المثال شهر واحد (t)، مقابل عائد السوق للفاصل الزمني نفسه.العوائد الفعلية المشاهدة تقع على وحول العلاقة الصحيحة (الظاهرة كخط متصل).وكلما زاد (σ^2_{ei}) زاد التشتت على الخط،لذلك لن يشاهد الخط فعليا"ويتعزز ذلك كلما زاد اللاتاكد حوله.وهناك عدد من الطرائق لتقدير المكان الذي ربما يكون فيه الخط،وبضوء تشتت النقاط المشاهدة.وعادة مايقّدر موقع الخط باستخدام تحليل الانحدار.



الشكل (3) تقدير البيتا التاريخية

Source: (VanHorne,James C.,Financial Management and Policy,12th ed.,New Delhi:Printice-Hall,2004:63)

هذا الاجراء يبدأ اولا"برسم (Rit) مقابل (Rmt) للحصول على مخطط تشتت النقاط مثل ذلك الظاهر بالشكل(3).وكل نقطة تمثل عائد السهم المعني وعائد السوق في شهر واحد.النقاط الاخرى يتم الحصول عليها عبر رسم العائدين في الاشهر المتعاقبة.الخطوة التالية غايتها موائمة هذا الخط المستقيم مع البيانات بالشكل الذي يخفض مجموع مربع الانحرافات عن الخط في الاتجاه العمودي (Rit) الى ادنى مستوى ممكن.وميل هذا الخط سيكون افضل تقديراً للبيتا خلال مدة موائمة الخط،وسيكون حد التقاطع افضل تقدير للالفا (α_i).

وتستخدم المعادلة التالية لتقدير بيتا السهم للمدة من(t=1)لغاية(t=N)عبر تحليل الانحدار(Ross,et.al.,2008:306) (Brealey & Myers,2000:176);:

---

[51] ان عددا"من المؤسسات المتخصصة بالتحليلات الاستثمارية تحسب وتنشر بنحو منتظم بيانات الاسهم ذات التداول النشط.والمؤسسات الاكثر شهرة في هذا المجال هي ميرل لينش (Merrill Lynch) و الفاليولاين (Value Line) .(VanHorne,2004:65)

$$B_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} = \frac{\sum_{t=1}^{N}[(R_{it} - \bar{R}_{it})(R_{mt} - \bar{R}_{mt})]}{\sum_{t=1}^{N}(R_{mt} - \bar{R}_{mt})^2}$$

وتستخدم المعادلة التالية لتقدير الالفا (Reilly & Brown,2006:244):

$$\alpha_i = \bar{R}_{it} - B_i\bar{R}_{mt}$$

وسوف نستخدم بيانات الجدول (3) لبيان كيفية تفاعل البيتا مع العوائد.ولغرض تقدير البيتا فهناك حاجة لتقدير التباين المشترك بين السهم والسوق.متوسط عائد السهم (8=5\40) في حين متوسط عائد السوق (4=5\20).قيمة بيتا السهم هي التباين المشترك للسهم مع السوق مقسوما"على تباين السوق او:

$$B_i = \frac{\frac{[\sum_{t=1}^{5}(R_i - \bar{R}_i)(R_{mt} - \bar{R}_{mt})]}{5}}{\frac{\sum_{t=1}^{5}(R_{mt} - \bar{R}_{mt})^2}{5}}$$

والتباين المشترك يتم ايجاده كالاتي:

الشهر	عائد السهم – متوسطه		عائد السوق – متوسطه		القيمة
1	8-10	×	4-4	=	0
2	8-3	×	4-2	=	10
3	8-15	×	4-8	=	28
4	8-9	×	4-6	=	2
5	8-3	×	4-0	=	20
					60

والتباين المشترك هو (12=5\60).تباين عائد السوق هو متوسط مجموع مربع الانحرافات عن المتوسط:

$$\sigma 2m = \{(4-4)2+(2-4)2+(8-4)2+(6-4)2+(0-4)2\}/5 = 8$$

وبالتالي فان البيتا = 8\12 = 1.5

وهي القيمة التي استخدمت في بناء الجدول (3) نفسها .ويمكن حساب الالفا من خلال حساب الفرق بين متوسط عائد الورقة والبيتا ضرب متوسط عائد السوق:

$$\alpha i = 8-(1.5)(4) = 2$$

ان قيم (αi) و (Bi) المتولدة من تحليل الانحدار هي تقديرات لقيمها الحقيقية.وهذه التقديرات عرضة للخطأ.وبالتالي فان تقدير هاتان المعلمتان ربما لايتطابق مع قيمهما الحقيقية.فضلا"عن ذلك فان العملية تتعقد اكثر بحقيقة ان الالفا والبيتا هما غير مستقرتان تماما"على مر الزمن.وهما تتغيران نتيجة تغير الخصائص الاساسية للشركة.على سبيل المثال،ولان مقياس المخاطرة يجب ان يرتبط بهيكل راسمال الشركة فانه يجب ان يتغير مع تغير هيكل راس المال.وعلى الرغم من الخطأ في قياس (Bi) الحقيقية الصحيحة وامكانية التبدل الواقعي فيها على مر الزمن فان الطريقة الاكثر مباشرة ووضوحا"للتنبؤ بالبيتا للمدة المستقبلية هي استخدام تقدير (Bi) الذي تم الحصول عليه من انحدار المدة الماضية.وسيسلط الضوء ادناه على هذه الحقيقة.

2.5.3 دقة البيتا التاريخية :

الخطوة المنطقية الاولى في بيان دقة قيم البيتا هي بيان مقدار الترابط الموجود بين قيم البيتا في مدة وبين قيم البيتا في المدد التي تليها.وقد اجرى كل من (Blume,1975) و (Levy,1971) اختبارا"مكثفا"للعلاقة بين قيم البيتا على مر الزمن.إذ قام بلوم بحساب قيم البيتا باستخدام انحدار السلاسل الزمنية للبيانات الشهرية لمدتين غير متداخلتين كل مدة مكونة من سبع سنوات.وقام بحساب قيم بيتا المحافظ المكونة من سهم واحد ومن سهمين ومن اربعة اسهم وهكذا لغاية المحافظ المكونة من (50) سهماً ولكل محفظة من هذه المحافظ المختلفة بالحجم قام بحساب مقدار الارتباط بين قيم البيتا الخاصة بها للمدة الاولى وقيم البيتا للمدة الثانية.ويعرض الجدول (4) النتيجة التي تظهر الارتباط بين قيم بيتا المدتين (يوليو1954-يونيو1961) و (يوليو1961-يونيو1968).

الجدول(4) الارتباط بين قيم البيتا على مر الزمن

عدد الاوراق المالية بالمحفظة	معامل الارتباط	معامل التحديد
1	0.60	0.36
2	0.73	0.53
4	0.84	0.71
7	0.88	0.77
10	0.92	0.85
20	0.97	0.95
35	0.97	0.95

0.96	0.98	50

والواضح بان قيم بيتا الاوراق الفردية تحوي قدرا"من المعلومات حول قيم البيتا المستقبلية للاوراق المالية اقل بكثير مما تحوي قيم بيتا المحافظ الكبيرة جدا"(Reilly & Brown,2006:252).والسؤال المطروح هنا هو ترى ماسبب اختلاف قيم بيتا المدة الاولى عن الثانية؟ احد الاسباب هو ان مخاطرة (بيتا) الورقة او المحفظة ربما تتغير.والسبب الاخر هو ان البيتا في كل مدة تقدر وهناك خطأ عشوائي يرافق الحساب وكلما زاد الخطأ العشوائي كلما قلت القوة التنبؤية لقيم بيتا المدة الاولى بقيم بيتا المدة الثانية.كما ان التغيرات في قيم بيتا الاوراق المالية تختلف من ورقة لاخرى.فبعضها يرتفع بينما ينخفض الاخر.وهذه التغيرات يلغي بعضها بعضا"في المحفظة ماافضى الى تغير اقل في البيتا الفعلية للمحافظ بالمقارنة مع الاوراق الفردية.كما ان الاخطاء الحاصلة في تقدير قيم بيتا الاوراق المالية تلغي بعضها بعضا"حينما تؤلف بمحفظة وبالتالي سيكون هناك خطأ اقل في قياس بيتا المحفظة.ما دامت ان قيم بيتا المحافظ تقاس بخطأ اقل ما دامت قيم بيتا للمحافظ تتغير اقل من تغير قيم بيتا الاوراق المالية الفردية فان قيم البيتا التاريخية للمحافظ هي متنبأ افضل بقيم البيتا المستقبلية مقارنة بقيم البيتا التاريخية للاوراق الفردية.

3.5.3 تعديل التقديرات التاريخية :

السؤال المطروح هنا هو هل بالامكان اضفاء المزيد من التحسين على القدرة التنبؤية لقيم بيتا الاوراق المالية والمحافظ؟ لغرض المساعدة في الاجابة على هذا التساؤل سنناقش توزيع افتراضي بسيط لقيم البيتا.لنفترض ان قيم البيتا الصحيحة لجميع الاسهم هي واحد عدد صحيح بالواقع.فاذا قدرت قيم بيتا جميع الاسهم،فان بعضها سيكون واحد عدد صحيح ولكن البعض الاخر سيكون اكبر او اقل من الواحد بسبب خطأ المعاينة في التقدير.فقيم البيتا المقدرة التي تفوق الواحد الصحيح مرجعها ببساطة اخطاء المعاينة الموجبة.اما التي هي دون الواحد الصحيح فمرجعها اخطاء المعاينة السالبة.فضلا"عن ذلك ما دامت انه ليس هناك من سبب للتشكيك بان خطأ المعاينة الموجب للسهم سيكون متبوعا"بخطأ معاينة موجب لنفس السهم فسيتبين بان قيم البيتا التاريخية تؤدي دورا"سيئا"في التنبؤ بقيم البيتا المستقبلية مقارنة بما تؤدي بيتا الواحد الصحيح لجميع الاسهم.والان لنفترض ان لكل سهم بيتا مختلفة.وبالنتيجة فان البيتا التي ستقدر لكل سهم ستكون في جزء منها دالة للبيتا الصحيحة الاساس للسهم وفي جزء منها دالة لخطأ المعاينة.
فاذا قدرت بيتا السهم عند قيمة عالية جدا"،فان هذا سيزيد من احتمالية خطأ المعاينة الموجب واذا كان تقديرها منخفضاً جدا"فان هذا سيزيد من احتمالية خطأ المعاينة السالب.واذا كان هذا السيناريو صحيحا"فينبغي ايجاد البيتا التي تقترب،على المتوسط،من الواحد الصحيح في المدد الزمنية المتعاقبة.بالتالي فان قيم البيتا المقدرة بقيمة اكبر بكثير من الواحد الصحيح يجب ان تكون متبوعة بتقديرات تقترب من الواحد الصحيح (اقل) والتي قدرت باقل من الواحد الصحيح يجب ان تكون متبوعة بقيم بيتا اعلى.والدليل على واقعية ذلك موجود في نتائج بلوم الظاهرة في الجدول(5).وبالامكان النظر للجدول والتثبت من نزعة البيتا في مدة التنبؤ لتكون اقرب للواحد الصحيح من تقديرات البيتا هذه التي يتم الحصول عليها من البيانات التاريخية.

الجدول(5) قيم بيتا المحافظ لمدتين متعاقبتين

المحفظة	61\6-54\7	68\6-61\7
1	0.393	0.620
2	0.612	0.707
3	0.810	0.861
4	0.987	0.914
5	1.138	0.995
6	1.337	1.169

ماتقدم يعني ان لقيم بيتا الاوراق الفردية نزعة للارتداد للواحد الصحيح (بيتا محفظة السوق) وربما تعزى هذه النزعة لعوامل اقتصادية تؤثر بالعمليات التشغيلية والتمويلية للشركة وربما لعوامل احصائية (اخطاء المعاينة)[52](VanHorne,2004:65).

[52] التفسير الاقتصادي لظاهرة الارتداد بدهي.فالمشروع التجاري يقام عادة لانتاج سلعة او خدمة محددة والشركة الجديدة ربما تكون غير مالوفة بدرجة اكبر من الشركات الاقدم من عدة نواح من التكنولوجيا لغاية نمط الادارة.لكن كلما حققت الشركة النمو وتحقق التنوع فهي تبدأ اولا"بتوسيع المنتجات المشابهة وفيما بعد العمليات الاكثر تنوعا".وما ان تصبح الشركة مالوفة اكثر حتى تبدأبمحاكاة بقية الاقتصاد بدرجة اكبر.وبالتالي فان معامل البيتا خاصتها سيميل للتغير باتجاه الواحد الصحيح.اما التفسير الاحصائي فيشير الى ان متوسط بيتا جميع الاوراق المالية هو الواحد الصحيح.لذلك وقبل تقدير بيتا الورقة،فان افضل تنبؤ للبيتا سيكون الواحد الصحيح.فحينما يقدّر معامل البيتا خلال مدة معاينة معينة فستكون هناك بعض اخطاء المعاينة غير المعروفة في البيتا المقدرة.وكلما زاد الفرق بين تقدير البيتا وبين الواحد الصحيح كلما زاد احتمال تحمل خطأ تقدير كبير وان البيتا في مدة المعاينة اللاحقة ستكون اقرب للواحد الصحيح(Bodie,et.al.,2008:282).

1.3.5.3 قياس نزعة قيم البيتا للتحرك صوب الواحد الصحيح : اسلوب بلوم (Blume)[53]

ما دام لقيم البيتا في مدة التنبؤ نزعة لتكون اقرب للواحد الصحيح من قيم البيتا المقدرة باستخدام البيانات التاريخية،فان الخطوة التالية هي محاولة تعديل قيم البيتا التاريخية لتجسد هذه النزعة.وقد كان بلوم اول من اقترح اسلوبا"للقيام بذلك. فقد قام بتصحيح قيم البيتا التاريخية عبر القياس المباشر لهذا التعديل صوب الواحد الصحيح وافترض بان التعديل في المدة الاولى هو تقدير جيد للتعديل في المدة التالية.بضوء البيانات المتاحة قام بلوم بحساب قيم بيتا جميع الاسهم للمدة من (1948-1954) ومن ثم قام بحساب قيم بيتا لاسهم نفسها للمدة من (1955-1961).بعد ذلك قام بحدر قيم بيتا المدة الثانية على قيم بيتا المدة الاولى وتوصل للخط الذي يقيس نزعة البيتا المقدرة لتكون اقرب للواحد الصحيح من قيم البيتا المقدرة باستخدام البيانات التاريخية.وحينما قام بلوم بذلك للمدة المذكورة توصل للاتي:

$$Bi2 = 0.343 + 0.677\ Bi1$$

اذ ان(Bi2) هي بيتا السهم (i) في المدة الثانية من (1955-1961) وان (Bi1) هي بيتا السهم (i) للمدة الاولى (1948-1954). والعلاقة تشير ضمنا"الى أن قيم البيتا في المدة الثانية هي (0.343)+(0.677)X بيتا المدة الاولى.فاذا كانت هناك رغبة للتنبؤ ببيتا اي سهم للمدة من (1962-1968) فيتم حساب (باستخدام تحليل الانحدار)بيتا هذا السهم للسنوات من (1955-1961).ولغرض تحديد المقدار الواجب ان تعدل به هذه البيتا فستعوض محل (Bi1) في المعادلة اعلاه.ومن ثم تحسب (Bi2) بالمعادلة وتستخدم بوصفها القيمة التنبؤية.ولملاحظة تاثير ذلك على بيتا اي سهم سناخذ الايضاح الاتي.اذا كانت (Bi1=2) فان القيمة التنبؤية للبيتا ستكون (0.343+0.677)2 =(1.697) وليس (2).واذا كانت (Bi1=0.5) فان القيمة التنبؤية ستكون(0.343+0.677)0.5 =(0.682) وليس (0.5).فالمعادلة تخفض القيم العالية للبيتا وترفع قيمها المنخفضة.وهناك خاصية اخرى يجب ملاحظتها في هذه المعادلة.فهي تعدل المستوى المتوسط لقيم بيتا مجتمع الاسهم.فما دامت تقيس العلاقة بين قيم البيتا خلال مدتان،فاذا ازداد متوسط البيتا خلال هاتين المدتين،فهي تفترض بان متوسط قيم البيتا سيزداد خلال المدة التالية.ومالم يكن هناك سبب للتشكيك بالانحراف المستمر بالبيتا فان هذه ستكون خاصية غير مرغوبة.واذا لم يكن هناك سبب لتوقع استمرار هذا الاتجاه بمتوسط البيتا فان التقديرات بالامكان تحسينها عبر تعديل قيم البيتا المتنبأ بها بأن متوسطها يكون نفس المتوسط التاريخي.

ولغرض التركيز اكثر على هذه النقطة لنأخذ مثالا".افترض انه في تقدير معادلة بلوم وجد بان متوسط البيتا في المدة من (1948-1954) كان واحد عدد صحيح وان متوسط البيتا خلال المدة من (1955-1961) كان (1.02).هذان الرقمان ينسجمان مع نتائجه.الان ولغرض تحديد مايجب ان يكون عليه متوسط البيتا المتنبأ بها للمدة من (1962-1968) فسنعوض (1.02) في الجانب الايمن من معادلة التقدير.والاجابة ستكون (1.033).وكما اشير اعلاه فان اسلوب بلوم يفضي الى استقرار مستمر للاتجاه الصاعد بالبيتا المشاهدة في المدد اللاحقة.

واذا لم يكن هناك سبب للاعتقاد بان متوسط بيتا المدة اللاحقة سيكون اكبر من متوسط هذه المدة فان التنبؤات يجب ان تعدل عبر تعديل البيتا المتنبأ بها ليكون متوسطها نفس المتوسط التاريخي.وهذا ينطوي على طرح ثابت من جميع قيم البيتا بعد تعديلها باتجاه متوسطها.وفي المثال فان هذا يتحقق عبر طرح (1.033) من كل تنبؤ من تنبؤات البيتا واضافة (1.02).

2.3.5.3 قياس نزعة البيتا باتجاه الواحد الصحيح : اسلوب فازكيك (Vasicek)[54]

بالعودة لحقيقة ان البيتا الفعلية في مدة التنبؤ تميل لتكون اقرب لمتوسط البيتا منها للبيتا المقدرة باستخدام البيانات التاريخية،فان الطريقة المباشرة للتعديل لهذه النزعة تكون ببساطة تعديل كل بيتا باتجاه متوسط البيتا.على سبيل المثال،اخذ نصف البيتا التاريخية واضافته لنصف متوسط البيتا يحرك كل بيتا تاريخية الى نصف الطريق باتجاه المتوسط.وهذا الاسلوب شائع الاستخدام[55].

لن يكون من المرغوب تعديل جميع الاسهم بالمقدار نفسه باتجاه المتوسط،وعوضا"عن ذلك فان التعديل يعتمد على حجم اللاتاكد (خطأ المعاينة) بشأن البيتا.فكلما كبر خطأ المعاينة، زاد احتمال الانحراف الكبير عن المتوسط،الذي يعزى لخطأ المعاينة،وكلما كبر التعديل.وقد اقترح فازكيك الاسلوب التالي الذي يجسد هذه الخصائص:اذا ماتم الافتراض بان (B1) تساوي متوسط البيتا،على مستوى عينة الاسهم،في المدة التاريخية فان اجراء فازكيك ينطوي على حساب المتوسط الموزون لـ($\overline{B_1}$) والبيتا التاريخية للورقة (i).ولنفترض ان ($\sigma^2_{\overline{B}_1}$) هو التباين بتوزيع التقديرات التاريخية للبيتا لكل عينة الاسهم.وهذا هو مقياس

---

[53] للمزيد من التفاصيل،انظر:(Blume,1975:785-795).

[54] للمزيد من التفاصيل،انظر: (Vasicek,1973:1233-1239).

[55] على سبيل المثال مؤسسة ميرل لينش العالمية تستخدم اسلوب توزين بسيط مشابه لهذا الاسلوب لغرض تعديل البيتا(Bodie,et.al.,2008:284).

التباين بالبيتا لكل عينة الاسهم محل الاهتمام.ولنفترض بان ($\sigma^2_{B_1}$) هو مربع الخطأ المعياري بتقدير بيتا الورقة (i) المقاس في المدة الزمنية (1).وهذا هو مقياس اللاتاكد المصاحب لقياس بيتا الورقة الفردية.وقد اقترح فازكيك الاوزان الاتية:

$$\frac{\sigma^2_{\bar{B}_1}}{\sigma^2_{\bar{B}_1}+\sigma^2_{B_{i1}}} \text{ for } B_{i1} \qquad \frac{\sigma^2_{B_{i1}}}{\sigma^2_{\bar{B}_1}+\sigma^2_{B_{i1}}} \text{ for } \bar{B}_1$$

يلاحظ أن مجموع هذه الاوزان الواحد الصحيح وانه كلما زاد اللاتاكد عن تقدير اي قيمة من قيم البيتا انخفض الوزن المخصص لها.التنبؤ ببيتا الورقة (i) هو كالاتي:

$$B_{i2} = \frac{\sigma^2_{B_{i1}}}{\sigma^2_{\bar{B}_1}+\sigma^2_{B_{i1}}}\bar{B}_1 + \frac{\sigma^2_{\bar{B}_1}}{\sigma^2_{\bar{B}_1}+\sigma^2_{B_{i1}}}B_{i1}$$

هذا الاجراء الموزون يعدل المشاهدات ذات الاخطاء المعيارية الكبيرة تجاه المتوسط بدرجة اكبر مما تعدل المشاهدات ذات الاخطاء المعيارية الصغيرة.وكما اظهر فازكيك فان هذا هو اسلوب بيشن (Bayesian).
وبينما لايتنبأ اسلوب بيشن باتجاه قيم البيتا،كما يفعل اسلوب بلوم،الا انه يعاني من مصدر محتمل للتحيز الخاص به.ففي هذا الاسلوب يكون الوزن المخصص لبيتا السهم،مقارنة بالوزن المخصص لمتوسط البيتا في العينة،مرتبطا"ارتباطا"عكسيا"بالخطأ المعياري لبيتا السهم.و ما دامت ان الاسهم ذات البيتا العالية تكون لديها اخطاء معيارية مصاحبة لقيم البيتا خاصتها اكبر مما للاسهم ذات البيتا المنخفضة،فان هذا يعني بان الاسهم ذات البيتا العالية ستخفض البيتا الخاصة بها،نتيجة بعدها عن متوسط بيتا العينة،بنسبة اكبر من نسبة الارتفاع التي ستشهدها قيم بيتا الاسهم ذات البيتا المنخفضة.وعلى وفق ذلك فان تقدير متوسط البيتا المستقبلية يكون اقل من متوسط بيتا عينة الاسهم التي قدرت لها قيم البيتا.ومالم يكن هناك سبب للاعتقاد بان قيم البيتا ستنخفض بشكل مستمر فان تقدير البيتا يمكن ان يحسن اكثر عبر تعديل كل قيم البيتا للاعلى بأذ يكون متوسطها مساوياً لمتوسطها في المدة التاريخية.

6.3 دقة البيتا المعدلة :

سيناقش هذا الجزء جودة عمل اسلوبي بلوم وبيشن بوصفهما اسلوبين للتنبؤ بالمقارنة مع قيم البيتا غير المعدلة.فقد اختبر (Klemkosky & Martin,1975) قدرة هذين الاسلوبين على التنبؤ خلال ثلاث مدد طوال كل مدة خمس سنوات لكل من المحفظة المكونة من سهم واحد والمحفظة المكونة من عشرة اسهم.وكما هو متوقع وفي جميع الحالات ادى كلا اسلوبي التعديل (بلوم وبيشن) الى تنبؤات اكثر دقة بقيم البيتا المستقبلية مقارنة بغير المعدلة.فمتوسط مربع الخطأ في التنبؤ بالبيتا قد انخفض في الغالب الى النصف حينما استخدم احد الاسلوبين.وقد استخدم (Klemkosky & Martin) اسلوب تحليل وتقسيم مميز وذلك للبحث عن مصدر خطأ التنبؤ.وبالتحديد فقد قسموا مصدر الخطأ الى جزء من الخطأ يعزى الى سوء تقدير المستوى المتوسط للبيتا وجزء يعزى للنزعة الى المبالغة في تقدير قيم البيتا العالية والنزعة الى ابخاس تقدير قيم البيتا المنخفضة،وجزء لايفسره اي من التاثيرين السابقين.وكما هو متوقع،حينما جرت مقارنة الاسلوبين مع قيم البيتا غير المعدلة فتقريبا"كل الانخفاض في الخطأ كان مرده الى الانخفاضات في النزعة الى المبالغة في تقدير قيم البيتا العالية وابخاس تقدير قيم البيتا المنخفضة.وهذا ليس بمفاجئ لان هذا هو بالضبط الهدف الذي صمم الاسلوبان لاجل تحقيقه.
ان اغلب الادب الذي يتعامل مع قيم البيتا قام بتقييم اساليب تعديل البيتا من خلال قدرتها على التنبؤ الافضل بقيم البيتا.لكن هناك معيار اخر وربما اكثر اهمية يمكن الحكم بمقتضاه على اداء قيم البيتا البديلة.وقد سبقت الاشارة الى ان المدخلات الضرورية لتحليل المحفظة هي العوائد المتوقعة والتباينات والارتباطات.وبالامكان الحصول على تقديرات للعوائد المتوقعة والتباينات لكن الارتباطات التي من المحتمل ان تستمر بالتحقق بالامكان الحصول عليها باستخدام نوع معين من النماذج التاريخية.واحدى هذه النماذج تستخدم فيها قيم البيتا لتقدير الارتباطات بين الاوراق المالية.فالارتباطات بين الاسهم (بضوء أنموذج المؤشر الواحد) يمكن التعبير عنها كدالة للبيتا وكالاتي(Mayo,2000:189):

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} = \frac{B_i B_j \sigma^2_m}{\sigma_i \sigma_j}$$

7.3 قيم البيتا الاساس :

البيتا هي مقياس المخاطرة التي تنشأ من العلاقة بين عائد السهم وعائد السوق.لكن من المعروف بان مخاطرة الشركة يجب ان تحدد عبر توليفة محددة من اساسيات الشركة والخصائص السوقية لسهم الشركة.فاذا كان بالامكان تحديد هذه العلاقات فهي يجب ان تساعد في كل من الفهم الافضل وفي التنبؤ الافضل بقيم البيتا.

واحدة من ابكر المحاولات لربط بيتا السهم بالمتغيرات الاساس[56] للشركة قام بها (Beaver,et.al.,1970).فقد اختبروا العلاقة بين سبع متغيرات للشركة وبين بيتا سهم الشركة.والمتغيرات السبع التي استخدموها كانت:

1. نسبة مقسوم الارباح (مقسوم الارباح قسمة الارباح)
2. نمو الموجودات (التغير السنوي بمجموع الموجودات)
3. الرافعة (اوراق المديونية قسمة مجموع الموجودات)
4. السيولة (الموجودات المتداولة قسمة المطلوبات المتداولة)
5. حجم الموجودات (مجموع الموجودات)
6. تغيرية الارباح (الانحراف المعياري لنسبة P/E)
7. البيتا المحاسبية (البيتا التي تحسب من انحدار السلسلة الزمنية لارباح الشركة مقابل ارباح الاقتصاد،والتي غالبا"ماتسمى ببيتا الارباح)

التدقيق بعلاقة هذه المتغيرات سيقود الى توقع علاقة عكسية بين نسبة المقسوم والبيتا بظل الرأيين الاتيين:

1. ن معارضة الادارة لخفض توزيعات الارباح اكثر من معارضتها لزيادة نسبة التوزيع العالية هي مؤشر على ثقة الادارة بمستوى الارباح المستقبلية.
2. ن العوائد الايرادية (عائد المقسوم) اقل مخاطرة من العوائد الراسمالية وبالتالي فان الشركة التي تدفع اكثر من ارباحها بشكل مقسوم تكون اقل مخاطرة.

ويعتقد عامة ارتباط النمو بعلاقة طردية مع البيتا.فالشركات ذات النمو العالي يعتقد بانها اكثر مخاطرة من الشركات ذات النمو المنخفض.والرافعة تفضي الى زيادة التقلب بتدفق الارباح وبالتالي زيادة المخاطرة والبيتا.والشركة ذات السيولة العالية يعتقد بانها اقل مخاطرة من الشركة ذات السيولة المنخفضة وبالتالي فان السيولة يجب ان ترتبط بعلاقة عكسية مع بيتا السوق.الشركات الكبيرة غالبا"مايعتقد بانها اقل مخاطرة من الشركات الصغيرة وأحد اسباب ذلك (اذا لم يكن هناك سببا"اخر) ان امكانية وصولها لاسواق المال افضل وبالتالي فان البيتا خاصتها يجب ان تكون اقل.اخيرا كلما زاد تغير وتقلب تدفق ارباح الشركة وكلما زاد ارتباطها مع السوق كلما كان من الواجب ان تزداد البيتا خاصتها.

ويعرض الجدول (6) بعض نتائج دراسة (Beaver,et.al.,1970) التي يلاحظ منها بان لجميع المتغيرات اشارة العلاقة المتوقعة مع البيتا.

الجدول(6) الارتباط بين المقاييس المحاسبية للمخاطرة وبيتا السوق

المتغير	المدة1 (1947-1956)		المدة 2 (1957-1965)	
	محفظة مكونة من سهم واحد	محفظة مكونة من خمسة اسهم	محفظة مكونة من سهم واحد	محفظة مكونة من خمسة اسهم
نسبة التوزيع	0.50-	0.77-	0.24-	0.45-
النمو	0.23	0.51	0.03	0.07
الرافعة	0.23	0.45	0.25	0.56
السيولة	0.13-	0.44-	0.01-	0.01-
الحجم	0.07-	0.13-	0.16-	0.30-
تغيرية الارباح	0.58	0.77	0.36	0.62
بيتا الارباح	0.39	0.67	0.23	0.46

الخطوة المنطقية الاخرى في حساب البيتا الاساس هي تجسيد تاثيرات المتغيرات الاساس المهمة بشكل متزامن في التحليل.وهذا عادة مايتم عبر ربط البيتا بالمتغيرات الاساس المتعددة عبر تحليل الانحدار المتعدد.اذ تقدر معادلة من الشكل الاتي:

$$Bi = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + \ldots\ldots\ldots + a_n x_n + e_i \quad \ldots\ldots\ldots (13)$$

اذ ان كل (xi) هو واحد من المتغيرات (N) التي من المفترض ان تؤثر بالبيتا.وقد اجريت العديد من الدراسات التي ربطت البيتا بمجموعة من المتغيرات الاساس مثل تلك التي قام بها (Beaver,et.al.,1970) بدراستها.وقائمة المتغيرات التي درست وربطت بالبيتا طويلة جدا"يصعب مناقشتها هنا[57].وعوضا"عن مناقشة القائمة الطويلة من المتغيرات التي استعملت لتوليد البيتا

---

[56] للمزيد من التفاصيل عن هذه المتغيرات،انظر : (Bodie,et.al.,2008:285);(Reilly & Brown,2006:284-285)

[57] على سبيل المثال،راجع (Thampson,1978) (43) متغيرا"بينما راجع (Rosenberg & Marathe,1979) (101) متغيرا".

الاساس،سنناقش هنا نقاط القوة والضعف النسبية للبيتا الاساس والبيتا التاريخية فضلا"عن النظام الذي اقترحه (Rosenberg,1973,1976,1979) والذي جمع بين النوعين من البيتا.

ان ميزة البيتا المستندة لبيانات العوائد التاريخية هي انها تقيس استجابة كل سهم لتحركات السوق.لكن عيب هذا النوع من البيتا هو انه يعكس التغيرات في حجم او اهمية خصائص الشركة فقط بعد مرور مدة زمنية طويلة.على سبيل المثال،افترض بان شركة زادت نسبة مديونيتها الى ملكيتها.المتوقع ان تزداد بيتا سهم الشركة.لكن اذا كنا نستخدم (60) شهر من بيانات العائد لتقدير البيتا وكان هناك شهر واحد فقط بعد زيادة الشركة لنسبتها فستكون هناك نقطة بيانات واحدة فقط من بين الستين هي التي ستعكس المعلومات الجديدة.وعلى وفق ذلك فان التغير في نسبة المديونية الى الملكية سيكون له تاثير ثانوي جدا"فقط على البيتا المحسوبة من بيانات العوائد التاريخية.وبنحو مشابه،فان وجود عام كامل بعد وقوع الحدث يعني ان (12) نقطة فقط من بين نقاط البيانات الستين المستخدمة لقياس البيتا سوف تعكس الحدث.

من جانب اخر فان البيتا الاساس تستجيب بسرعة للتغير في خصائص الشركة ماغ دامت تحسب بشكل مباشر من هذه الخصائص.لكن نقطة الضعف في هذه البيتا هي انها تحسب بظل افتراض ان استجابة جميع قيم البيتا للمتغير الاساس هي واحدة(نفسها).على سبيل المثال،هي تفترض بان بيتا (IBM) ستتغير مع التغير المعني بنسبة مديونيتها الى ملكيتها تماما"ب طريقة تغير بيتا (GM) نفسها .

ومن خلال الجمع بين اسلوبي البيتا التاريخية والبيتا الاساس في نظام واحد،فقد كان (Rosenberg) يامل جني مزايا الاسلوبين والتخلص من عيوبهما.فضلا"عن ذلك ولان (Rosenberg & Mckibben,1973) وجدوا بان هناك فروقات مستمرة بين قيم بيتا الصناعات المختلفة فقد طرح (Rosenberg & Marathe,1979) مجموعة من متغيرات الصناعة في التحليل لغرض تجسيد هذه الفروقات.وبالامكان وصف نظام (Rosenberg) كالاتي:

$$Bi = a_0 + a_1X_1 + a_2 X_2 + a_3 X_3 + \ldots\ldots + a_7 X_7 + a_8 X_8 + a_{46} X_{46} \quad \ldots (14)$$

اذ ان :

X_1 : تمثل (14) وصفا" لتغيرية السوق.وهذه الاوصاف الاربعة عشر تضم القيم التاريخية للبيتا فضلا"عن الخصائص السوقية الاخرى للسهم مثل تداول السهم والحجم والمدى السعري للسهم.

X_2 : تمثل (7) اوصاف لتغيرية الارباح.وهي تضم مقاييس تغيرية الارباح،بيتا الارباح ومقاييس عدم القدرة على التنبؤ بالارباح مثل مقدار الارباح الاستثنائية المعلنة.

X_3 : تمثل (8) اوصاف للتقييم غير الناجح والمنخفض.وتضم النمو بالارباح ونسبة القيمة الدفترية الى سعر السهم والقوة النسبية والمؤشرات الاخرى للنجاح.

X_4 : تمثل (9) اوصاف لعدم النضج الصغر.وتضم مجموع الموجودات والحصة السوقية والمؤشرات الاخرى للحجم والعمر.

X_5 : تمثل (9) اوصاف لاتجاه النمو.وهي تضم عائد المقسوم ونسبة P/E والمقاييس الاخرى للنمو التاريخي والمتحقق.

X_6 : تمثل (9) اوصاف للمخاطرة المالية.وتضم مقاييس الرافعة وتغطية الفائدة والسيولة.

X_7 : تمثل (6) اوصاف لخصائص الشركة.وهي تضم مؤشرات ادراج الاسهم والانواع الواسعة للاعمال.

X_8 لغاية X_{46} هي متغيرات الصناعة.هذه المتغيرات تسمح باخذ حقيقة ان للصناعات المختلفة قيم بيتا مختلفة،بثبات العوامل الاخرى،بنظر الاعتبار.

وبينما يسهل فهم اسلوب (Rosenberg) من الناحية النظرية،الا ان كثرة المتغيرات (101) يجعل من الصعب فهم معنى وتفسير الأنموذج متعدد المعلمات.وسبب الانتقال لهذا الأنموذج المعقد هو تحسين القدرة التنبؤية.وعلى الرغم من ان الأنموذج حديث جدا"ولم يخضع للاختبار المكثف الا ان الاختبار الاول لطروحات (Rosenberg & Marathe,1979) اشار بان الأنموذج الذي يشتمل على بيانات اساس وقيم بيتا تاريخية يفضي الى تقديرات افضل لقيم البيتا المستقبلية مقارنة باستعمال اي نوع من التقدير يستند لاحدهما.لكن مع ذلك لايبدوا انه من المحتمل ان يكون المحللون قادرين على تحليل المتغيرات الـ(101) المستخدمة في نظام (Rosenberg).لذلك استخدمت نماذج ابسط تستخدم عددا"اصغر بكثير من المتغيرات ومنها أنموذج المؤشر الواحد(Elton & Gruber,1995:151).

4. الجانب التطبيقي للبحث :

1.4 تقدير أنموذج المؤشر الواحد :

كخطوة اولى ، وبضوء اسعار الاغلاق الشهرية ، تم حساب معدلات العوائد المركبة الشهرية لجميع الاسهم عينة البحث فضلا"عن مؤشر سوق العراق للاوراق المالية (ISX) للمدة من يناير 2007 ولغاية فبراير 2011.وقبل الخوض بتقدير الأنموذج وتهيئة قائمة المدخلات الكاملة الضرورية لبناء المحفظة الخطرة المثلى لابد اولا"من حساب الفا جميع الاسهم عينة البحث باستخدام معادلة أنموذج المؤشر الواحد والنتائج ظاهرة في الجدول (7).

الجدول (7) الفا الاسهم عينة البحث للمدة من (يناير 2007- فبراير 2011)

ت	السهم	الالفا	ت	السهم	الالفا	ت	السهم	الالفا	ت	السهم	الالفا
1	المصرف التجاري	-0.011	11	مصرف الشمال	-0.004	21	المنصور الدوائية	0.021	31	الاصباغ	0.023
2	مصرف بغداد	-0.001	12	مصرف كوردستان	-0.017	22	الخياطة الحديثة	-0.009	32	الدراجات	0.008
3	المصرف الاسلامي	-0.011	13	الخير للاستثمار	-0.017	23	السجاد	0.003	33	الكارتون	-0.0004
4	مصرف الشرق الاوسط	-0.011	14	الونام للاستثمار	0.005	24	بغداد تغليف	0.028	34	الاستثمارات السياحية	0.001
5	مصرف الاستثمار العراقي	-0.012	15	المعمورة العقارية	0.003	25	الهلال	0.002	35	فنادق كربلاء	0.013-
6	المصرف الاهلي	-0.012	16	الامين العقارية	0.006	26	الخفيفة	-0.007	36	فندق عشتار	0.001-
7	مصرف دار السلام	-0.006	17	النخبة للمقاولات	0.011	27	الصناعات الكيماوية	0.02	37	فندق المنصور	0.004-
8	مصرف بابل	-0.013	18	النقل البري	0.03	28	الالكترونية	0.008	38	فندق بغداد	0.003-
9	مصرف الاقتصاد	-0.021	119	البادية	0.037	29	الكندي	0.007	39	الاسماك	0.052
10	مصرف الوركاء	-0.011	20	نينوى الغذائية	-0.007	30	اعمال هندسية	0.012	40	فندق السدير	0.019-

وما دام سوق العراق للاوراق المالية لايسمح بالبيع القصير فلابد من استبعاد جميع الاسهم ذات الالفا السالبة وبذلك سوف تشتمل المحفظة الخطرة النشطة (A) على الاسهم ذات الالفا الموجبة فقط والبالغة ثمانية عشر شركة ، واحدة استثمارية وخمسة خدمية وعشرة صناعية وواحدة سياحية وواحدة زراعية وكما هو ظاهر في الجدول اعلاه.

وعلى وفق ذلك سيجري تقدير أنموذج المؤشر الواحد لجميع الاسهم الفردية ذات الالفا الموجبة فضلا"عن مؤشر السوق.ولبيان آلية التقدير سنناقش تحليليا" حالة احدى شركات العينة وهي الشركة الوطنية للاستثمارات السياحية لايضاح تفاصيل عملية التقدير ومتغيراتها.ويعرض الجدول (8) نتائج تقدير معادلة أنموذج المؤشر الواحد لسهم هذه الشركة.

الجدول (8) تقدير أنموذج المؤشر الواحد لسهم الشركة الوطنية للاستثمارات السياحية

R	0.595
R^2	0.354
Adjusted R^2	0.34
Std. Error	0.1183

ANOVA

Model	S.S	d.f	MS
Regression	0.364	1	0.364
Residual	0.665	47	0.014
Total	1.029	48	

Coefficients

Model	B	Std. Error	T	P-Value
Constant	0.001	0.017	0.037	0.971
ISX	0.509	0.100	5.073	0.000

1.1.4 القوة التفسيرية لأنموذج المؤشر الواحد لسهم الشركة الوطنية للاستثمارات السياحية:

عند تفحص الجزء العلوي من الجدول (8) نلاحظ أن ارتباط السهم مع مؤشر السوق (ISX) هو (0.595) مايؤكد بان السهم يتعقب التغيرات بعوائد المؤشر بقوة جيدة.معامل التحديد (R^2) البالغ (0.354) يشير بان التغير في عوائد المؤشر يفسر ما يقارب (35%) من التغير في سلسلة عوائد السهم.معامل التحديد المعدل[58] (الذي هو اصغر قليلا") يصحح التحيز باتجاه الارتفاع في معامل التحديد الاصلي الذي يظهر مرتفعا"بسبب استخدام القيم المقدرة للمعلمتين، الميل وحد التقاطع، بدلا" من قيمهما الحقيقية غير المشاهدة.وبظل (50) مشاهدة فان هذا التحيز يعد صغيرا".الخطأ المعياري للانحدار هو الانحراف المعياري للباقي وهو مقياس للخطأ في العلاقة بين السهم والمؤشر والذي يعزى لتاثير العوامل الخاصة بالشركة.

2.1.4 تحليل التباين (ANOVA) :

يظهر الجزء التالي من الجدول (8) تحليل التباين لأنموذج المؤشر الواحد لسهم الشركة الوطنية للاستثمارات السياحية .ان مجموع مربعات (SS) الانحدار (0.364) هو نسبة التباين بالمتغير المعتمد (عائد سهم الوطنية) والذي فسره المتغير المستقل (عائد مؤشر ISX) وهو يساوي($B_i^2\sigma_m^2$).العمود (MS) للباقي والبالغ (0.014) يظهر تباين الجزء غير المفسر من عائد السهم اي جزء العائد المستقل عن مؤشر السوق.والجذر التربيعي لهذه القيمة هو الخطأ المعياري (SE) للانحدار والبالغ (0.1183) الظاهر في الجزء العلوي.واذا قسمنا (SS) الكلي للانحدار (1.029) على (48) سنحصل على تقدير التباين بالمتغير المعتمد (الوطنية للاستثمارات)، البالغ (0.0214) شهريا"،والذي يكافيء الانحراف المعياري الشهري البالغ (14.64%).وحينما نحوله الى سنوي[59] فاننا نحصل على انحراف معياري سنوي قدره (50.72%).ويلاحظ بان معامل التحديد (نسبة مامفسر من التباين الكلي) يساوي (SS) الانحدار المفسّر قسمة (SS) الكلي[60].

3.1.4 تقدير الالفا :

عند التحرك للجزء السفلي من الجدول (8) ، يتبين ان حد التقاطع (0.001=0.1 % شهريا") هو تقدير الفا سهم الوطنية للاستثمارات لمدة المعاينة.وعلى اية حال فان هذه القيمة غير معنوية احصائيا".ويمكن التثبت منه من الاحصاءات الثلاثة التي تلي المعامل المقدر.الاحصاءة الاولى هي الخطأ المعياري للتقدير (0.017).وهي مقياس لعدم دقة التقدير.فاذا كان الخطأ المعياري كبيرا"فان مدى خطأ التقدير المحتمل يكون كبيرا"بالتبعية.احصاءة (t) هي نسبة معلمة الانحدار الى خطأه المعياري.وهذه الاحصاءة تساوي عدد الاخطاء المعيارية التي يفوق فيها تقديرنا الصفر وبالتالي فهي يمكن ان تستخدم لتقييم احتمالية ان تكون القيمة الحقيقية غير المشاهدة مساوية للصفر وليست مساوية للتقدير المشتق من البيانات[61].والفكرة هي انه اذا كانت القيمة الحقيقية الفعلية صفرا"،فانه من غير المحتمل مشاهدة قيم مقدّرة تبتعد كثيرا"(الكثير من الاخطاء المعيارية) عن الصفر.بالتالي فان احصاءة (t) الكبيرة تشير ضمنا"الاحتمالات منخفضة بان تكون القيمة الحقيقية صفرا".وفي حالة الالفا، نحن نهتم بصافي تاثير تحركات السوق في متوسط عائد السهم.فاذا عرفنا المكون غير السوقي لعائد سهم الوطنية للاستثمارات بانه العائد الفعلي ناقصا" العائد الذي يعزى لتحركات السوق خلال اي مدة، وهو العائد الخاص بالشركة الوطنية (α) فانه يتحدد كالاتي:

$$\alpha = \bar{R}_i - B_i\bar{R}_m$$

فاذا كان (α) موزعا"توزيعا"طبيعيا"بمتوسط قدره صفر، فان نسبة تقديره الى خطأه المعياري سيكون له توزيع (t).ومن جدول توزيع (t) بالامكان ايجاد احتمال ان تكون قيمة الالفا الحقيقية صفرا"بالفعل او حتى اقل من الصفر بضوء التقدير الموجب لقيمتها وللخطأ المعياري للتقدير.وهذا يسمى المعنوية او الاحتمال او (*P*-Value).المستوى التقليدي للمعنوية الاحصائية هو احتمال اقل من (5%) والذي يتطلب ان تكون احصاءة (t) ما يقارب (2).مخرجات الانحدار اظهرت بان احصاءة (t) لالفا سهم الوطنية للاستثمارات هي

---

[58] عامة معامل التحديد المعدل (R_A^2) يشتق من معامل التحديد غير المعدل من خلال $1-(1-R^2)\frac{n-1}{n-k-1}$ اذ ان K هو عدد المتغيرلت المستقلة (وهنا فان K=1).ويتم خسارة درجة حرية واحدة لتقدير حد التقاطع.

[59] حينما نحول البيانات الشهرية الى سنوية، فان متوسط العائد والتباين يضربان بـ(12).لكن ولان التباين يضرب بـ(12) فان الانحراف المعياري يضرب بـ($\sqrt{12}$).

[60] $R^2 = \frac{B_i^2\sigma_m^2}{B_i^2\sigma_m^2+\sigma_{ei}^2} = \frac{0.364}{1.029} = 0.354$

[61] ان احصاءة (t) تستند لافتراض وهو ان العوائد تتوزع توزيعا"طبيعيا".وعامة،اذا قمنا بتعيير تقدير المتغير الموزع توزيعا"طبيعيا"عبر حساب فرقه عن القيمة الافتراضية وقسمة الناتج على على الخطأ المعياري للتقدير (للتعبير عن الفرق بعدد الاخطاء المعيارية) فان المتغير الناتج سيكون له توزيع (t).وبظل عدد كبير من المشاهدات فان توزيع (t) جرسي الشكل سوف يقترب من التوزيع الطبيعي.

(0.971) مايدلل بان التقدير لايختلف معنويا"عن الصفر.بمعنى انه ليس بمقدورنا رفض الفرضية القائلة بان القيمة الحقيقية للالفا تساوي صفراً.

4.1.4 تقدير البيتا :

تظهر مخرجات الانحدار الظاهرة في الجدول (8) بان بيتا سهم الوطنية للاستثمارات هو (0.509) وهو تقريبا"نصف بيتا مؤشر السوق (ISX).وكان الخطأ المعياري للتقدير (0.01).قيمة البيتا وخطأنها المعياري افضيا الى احصاءة(t) كبيرة (5.073) وقيمة لـ(p) عمليا" تساوي صفر.وهنا بمقدورنا ان نرفض بثقة الفرضية القائلة بان بيتا سهم الوطنية اكبر من بيتا السوق البالغة الواحد الصحيح.

5.1.4 المخاطرة الخاصة بالشركة :

ان الانحراف المعياري الشهري لباقي سهم الوطنية للاستثمارات هو (11.83%) او (40.98%) سنويا".وهو اكبر من المخاطرة النظامية لسهم الوطنية، فالانحراف المعياري للمخاطرة هو (Biσm=0.509*59.306=30.18%) وهي نتيجة شائعة للاسهم الفردية وتؤكد اهمية التنويع.

بضوء كل ماتقدم جرى تحليل تقدير أنموذج المؤشر الواحد لجميع الاسهم الثمانية عشر بنفس الاسلوب والنتائج ظاهرة في الجدول(9).

الجدول (9) مدخلات بناء المحفظة الخطرة المثلى بمقتضى أنموذج المؤشر الواحد

السوق والسهم	α	β	σ_e	$\sigma^2 m$	Rm
الونام	0.005	-0.107	0.37947		
المعمورة	0.003	0.235	0.46476		
الامين	0.006	0.283	0.56921		
النخبة	0.011	0.042	0.53666		
النقل البري	0.03	0.059	0.39497		
البادية	0.037	0.254	0.48989		
منصور دوائية	0.021	0.068	0.36331		
السجاد	0.003	0.092	0.32863		
بغداد تغليف	0.028	0.039	0.24494		
الهلال	0.002	0.078	0.43817		
الكيماوية	0.02	0.222	0.46475		
الالكترونية	0.008	0.347	0.32863		
الكندي	0.007	0.014	0.45166		
اعمال هندسية	0.012	0.23	0.24494		
الاصباغ	0.023	0.258	0.45166		
الدراجات	0.008	0.218	0.54772		
استثمارات سياحية	0.001	0.509	0.40987		
الاسماك	0.052	0.106	0.50199		
ISX	0	1	0	0.35172	0.382839

ماتقدم يؤكد كم وكيف التبسيط الذي احدثه أنموذج المؤشر الواحد على مدخلات بناء المحفظة الخطرة المثلى لماركويتز.اذ ان عدد المدخلات الضرورية للبناء في عينتنا بظل أنموذج المؤشر،والظاهرة بالجدول (9)، هو (56) وكل المدخلات مألوفة ويسيرة الحساب والتقدير بينما عدد المدخلات الضرورية بظل مدخل ماركويتز هو (189) وهي صعبة المنال لا سيما" مصفوفة التباين المشترك ناهيك عن تبسيط بالغ في اجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى ولا سيما"في تحديد مكونات المحفظة واوزانها ،المعضلة المعقدة التي لايمكن حلها الا بالبرمجة التربيعية بظل مدخل ماركويتز وكما سيوضح في اجراءات البناء.وهذا ينسجم مع فرضية البحث الاولى.

2.4 بناء المحفظة الخطرة المثلى بظل أنموذج المؤشر الواحد:

بضوء اجراء الامثلية الموصوف في الجانب النظري تم بناء المحفظة الخطرة المثلى من المحفظة الخطرة النشطة (A) المكونة من اسهم العينة ذات الالفا الموجبة سالفة التحليل ومحفظة مؤشر السوق الخاملة (ISX) ونتائج اجراء الامثلية ظاهرة بالجدول (10).

وكما هو واضح بشكل جلي من الجدول فان المحفظة الخطرة المثلى مكونة من جزأين، محفظة مؤشر السوق الخاملة (ISX) وبوزن يبلغ (31%) بالمحفظة المثلى الكلية، والمحفظة الخطرة النشطة (A) المكونة من اسهم عينة البحث وبوزن (69%) مايؤكد ان المحفظة الخطرة المثلى الكلية اعتمدت بدرجة اكبر في توزينها على الجزء النشط المعتمد على التحليل العلمي الفاعل للاوراق المالية.عائد ومخاطرة المحفظة الخاملة كانا (38%) و (59%) على التوالي وكانت نسبة شارب[62] هذه المحفظة (64.5%).اما عائد ومخاطرة المحفظة النشطة فكانا على التوالي (7.5%) و (14%) ونسبة شارب (53.7%).لكن عند توليف المحفظتين مع بعض بظل الاوزان المثلى المذكورة اعلاه والمشتقة من اجراء الامثلية فان ذلك افضى الى عائد ومخاطرة للمحفظة الخطرة المثلى يبلغان (17.1%) و (25%) تمخضا عن نسبة شارب قدرها (68.1%) مايؤكد الاداء المتفوق للمحفظة الخطرة المثلى على محفظة السوق الخاملة.وهذا يؤكد من جانب بساطة ونجاعة اجراءات الحل المقدم لمشكلة اختيار المحفظة الخطرة المثلى من جانب أنموذج المؤشر الواحد بالمقارنة مع ذلك المعقد والمطول لأنموذج ماركويتز، وهذا يدعم فرضية البحث الاولى.ويؤكد من جانب ثان بان الالفا هي اكثر من مجرد مكون واحد من مكونات العائد المتوقع.اذ انها تلعب الدور المهم في تحديد مكونات واوزان مكونات المحفظة فهي التي تحدد من يجب ادخاله ووزنه وذلك الذي يتعين استبعاده وقد انعكس ذلك واضحا"بالاداء المميز للمحفظة الخطرة المثلى بالمقارنة مع محفظة السوق الخاملة وهذا يدعم فرضية البحث الثانية.كما تؤكد نتائج الجدول من جانب ثالث بان استخدام اجراء الامثلية الذي يقترحه أنموذج المؤشر الواحد يسمح باعتماد الادارة النشطة للمحفظة المتفوقة في ادائها على الادارة الخاملة التي يعتمدها الكثير من المستثمرين ومديري المحافظ وهذا يدعم فرضية البحث الثالثة.وبطبيعة الحال فان الوزن الامثل لكل سهم بالمحفظة المثلى الكلية هو حاصل ضرب وزنه بالمحفظة النشطة بوزن المحفظة النشطة في المحفظة الكلية.على سبيل المثال ، شركة بغداد لمواد التغليف هي صاحبة اكبر وزن بالمحفظة النشطة (ما يقارب 25%) ووزنها بالمحفظة المثلى الكلية هو (25% × 69% = 17.25%).

الجدول (10) بناء المحفظة الخطرة المثلى بمقتضى أنموذج المؤشر الواحد

السهم والمحفظة	σ_{ei}^2	W_i^0	W_i	W_i^2	α_A	σ_{eA}^2	B_A
الونام	0.143997	0.034723	0.018583	0.00034533	9.29155E-05	4.97269E-05	0.143997
المعمورة	0.216002	0.013889	0.007433	5.525E-05	2.22991E-05	1.19341E-05	0.216002
الامين	0.324	0.018519	0.009911	9.8224E-05	5.94649E-05	3.18246E-05	0.324
النخبة	0.288004	0.038194	0.020441	0.00041782	0.00022 4848	0.00012 0335	0.288004
النقل البري	0.156001	0.192306	0.102919	0.01059234	0.00308 7573	0.00165 2419	0.156001
البادية	0.239992	0.154172	0.08251	0.00680793	0.00305 2877	0.00163 385	0.239992

[62] لقد تم اعتماد عائد المحفظة الكلي بدلا"من عائدها الفائض في حساب نسب شارب المحافظ كون اسعار الفائدة الحكومية الخالية من المخاطرة في غالبية دول العالم هي صفر في الواقع العملي.

منصور دوائية	0.131994	0.159098	0.085147	0.007249 95	0.001780 8	0.000956 951	0.131994
السجاد	0.107998	0.027778	0.014867	0.000221 01	4.45996E-05	2.3869E-05	0.107998
بغداد تغليف	0.059996	0.466701	0.249771	0.062385 42	0.006993 581	0.003742 851	0.059996
الهلال	0.191993	0.010417	0.005575	3.1081E-05	1.11501E-05	5.96734E-06	0.191993
الكيماوية	0.215993	0.092596	0.049556	0.002455 77	0.000991 115	0.000530 429	0.215993
الالكترونية	0.107998	0.074076	0.039644	0.001577 165	0.000317 153	0.000169 735	0.107998
الكندي	0.203997	0.034314	0.018364	0.000337 25	0.000128 551	6.87985E-05	0.203997
اعمال هندسية	0.059996	0.200015	0.107045	0.011458 55	0.001284 535	0.000687 462	0.059996
الاصباغ	0.203997	0.112747	0.060344	0.003640 95	0.001387 827	0.000742 743	0.203997
الدرجات	0.299997	0.026667	0.014272	0.000203 68	0.000114 174	6.11039E-05	0.299997
استثمارات سياحية	0.167993	0.005953	0.003186	1.0149E-05	3.18574E-06	1.70496E-06	0.167993
الاسماك	0.251994	0.206354	0.110437	0.012196 42	0.005742 745	0.003073 424	0.251994
		1.868517	1		0.025346 673	0.013565 128	
		W_A^0	W_M^*	B_p	R_p	σ_p	Sharpe
ISX			0.31182	1	0.382839	0.59306	0.645531
النشطة A	1.716636	0.68818		0.129427	0.074896	0.139488	0.536938
المحفظة الكلية				0.400889	0.170919	0.250898	0.681228

3.4 تعديل بيتا الاسهم باستخدام اسلوب بلوم وبيان اثره في المحفظة الخطرة المثلى :

لغرض تطبيق اسلوب بلوم لتعديل بيتا الاسهم عينة البحث وبيان اثر هذا التعديل في مكونات واداء المحفظة الخطرة المثلى جرى تقسيم مدة الدراسة الى مدتين كل واحدة منهما مكونة من خمسة وعشرين شهرا"، الاولى (يناير 2007- يناير 2009) و الآخرى (فبراير 2009- فبراير 2011).بعد ذلك تم حساب قيم البيتا الشهرية لكل سهم خلال كل مدة من المدتين وبواقع عشرة قيم شهرية لبيتا كل سهم.بعد ذلك تم حدر قيم بيتا المدة الثانية لكل سهم على قيم بيتا المدة الاولى ونتائج معلمات الانحدار ظاهرة في الجدول (11).

الجدول(11)معلمات انحدار قيم بيتا الاسهم عينة البحث خلال المدتين (يناير2007- يناير2009) و (فبراير2009- فبراير2011)

السهم	α	β
الوئام	-0.16863	-0.13022
المعمورة	0.198625	-0.07197
الامين	0.200589	-0.04403
النخبة	0.101336	-0.08978
النقل البري	0.051759	0.077863
البادية	0.188617	0.004607
متصور دوانية	0.083644	-0.30947
السجاد	0.077845	0.004023
بغداد تغليف	0.019788	0.258274
الهلال	-0.13786	-0.03113
الكيماوية	0.055991	-0.02894
الالكترونية	0.224869	0.022142
الكندي	-0.00404	-0.10203
اعمال هندسية	0.172968	-0.01345
الاصباغ	0.128458	-0.10153
الدراجات	0.153644	-0.01919
استثمارات سياحية	0.454513	-0.00462
الاسماك	0.072663	-0.00039
المتوسط (معادلة بلوم)	0.104155	-0.03221

وقد جرى حساب متوسط معلمات الانحدار لجميع الاسهم المكونة لعينة البحث والنتائج ظاهرة نهاية الجدول (11).وبذلك فان معادلة بلوم كانت كالاتي:

$$B2 = 0.104155 - 0.03221\ B1$$

بعد ذلك تم تعويض متوسط بيتا كل سهم عن المدة الثانية محل (B1) في المعادلة اعلاه لتقدير البيتا المعدلة لكل سهم والنتائج ظاهرة في العمود الثاني من الجدول(12)الذي يعرض نتائج بناء المحفظة الخطرة المثلى بضوء قيم البيتا المعدلة للاسهم عينة البحث.

يلاحظ من الجدول ان تعديل بيتا الاسهم عينة البحث ليس له تاثير على اداء محفظة السوق الخاملة لكنه ترك اثره على وزنها بالمحفظة الخطرة المثلى الكلية كونه احدث تغييرا" بوزن المحفظة النشطة (A).وكما سبق واوضح في الجانب النظري فان (W_A^*) يعتمد في احد مكوناته على (B_A) ما دامت ان هذه الاخيرة هي المتوسط الموزون للقيم المعدلة لبيتا الاسهم المكونة للمحفظة النشطة فان تغيرها يفضي الى تغير وزن المحفظتين النشطة والخاملة بالمحفظة المثلى الكلية.وتوضح ارقام الجدول ان تعديل قيم بيتا الاسهم الفردية افضى الى انخفاض بيتا المحفظة النشطة (0.101 مقابل 0.129) ماادى الى تخفيض وزن المحفظة النشطة في المحفظة الكلية (67.5% مقابل 69%) لحساب المحفظة الخاملة (32.5% مقابل 31%).وهذا التخفيض في وزن المحفظة النشطة ترك اثره في عائد ومخاطرة واداء (نسبة شارب) المحفظة النشطة وعائد ومخاطرة المحفظة الكلية بالتبعية.لكن الملاحظ ان تاثيرها في عائد ومخاطرة المحفظة النشطة من جانب وفي وزنها بالمحفظة الكلية من جانب اخر كان متكافئا" ماافضى الى عدم تأثر الاداء العام (نسبة شارب 68% قبل وبعد التعديل) للمحفظة الكلية على الرغم من تعديل بيتا الاسهم الفردية.وهذا يؤكد ان الفا الاسهم الفردية هي صاحبة الدور الاهم بتركيبة واداء المحفظة الخطرة المثلى فهي بحسب اشارتها تحدد من يدخل المحفظة النشطة ومن يستبعد منها وهي بحسب قيمتها تحدد نسبة معلومات السهم التي تحدد وزن السهم الداخل بالمحفظة النشطة او بالمحفظة الخطرة المثلى الكلية بالتبعية.بمعنى ان الفا كل سهم تحدد نسبة معلوماتها وان هذه الاخيرة هي التي نسبة معلومات المحفظة النشطة التي تؤثر بشكل مباشر بتركيبة المحفظة الخطرة المثلى الكلية.وبالمقابل فان بيتا الاسهم الفردية لاتمثل بحد ذاتها لاسيئة ولاحسنة فهي تؤثر بشكل متزامن ومتكافيء بكل من مخاطرة وعائد السهم مايدعوا الى ضرورة الاهتمام بالبيتا الكلية للمحفظة النشطة فقط وليس ببيتا كل ورقة فردية.

ماتقدم يؤكد من جانب ان لالفا وليس لبيتا الورقة المالية الدور الاهم في ترشيحها للدخول بالمحفظة الخطرة المثلى وهذا ينسجم مع فرضية البحث الثانية، ويؤكد من جانب اخر بان تعديل البيتا يترك اثره على اوزان مكونات المحفظة الخطرة المثلى عبر تاثيره بوزن واداء المحفظة النشطة وبوزن المحفظة الخاملة دون ادائها وهذا ينسجم مع فرضية البحث الرابعة.

الجدول (12) بناء المحفظة الخطرة المثلى بضوء قيم البيتا المعدلة باستخدام اسلوب بلوم

السهم والمحفظة	β	σ_{ei}^2	W_i^0	W_i	W_i^2	α_A
الونام	0.110127	0.143997	0.034723	0.018583	0.00034533	9.29155E-05
المعمورة	0.098981	0.216002	0.013889	0.007433	5.525E-05	2.22991E-05
الامين	0.098717	0.324	0.018519	0.009911	9.8224E-05	5.94649E-05
النخبة	0.10067	0.288004	0.038194	0.020441	0.00041782	0.000224848
النقل البري	0.102143	0.156001	0.192306	0.102919	0.01059234	0.003087573
البادية	0.097981	0.239992	0.154172	0.08251	0.00680793	0.003052877
منصور دوانية	0.102675	0.131994	0.159098	0.085147	0.00724995	0.00178808
السجاد	0.101626	0.107998	0.027778	0.014867	0.00022101	4.45996E-05
بغداد تغليف	0.10316	0.059996	0.466701	0.249771	0.06238542	0.006993581
الهلال	0.109458	0.191993	0.010417	0.005575	3.1081E-05	1.11501E-05
الكيماوية	0.102987	0.215993	0.092596	0.049556	0.00245577	0.000991115
الالكترونية	0.097157	0.107998	0.074076	0.039644	0.00157165	0.000317153
الكندي	0.104725	0.203997	0.034314	0.018364	0.00033725	0.000128551
اعمال هندسية	0.098814	0.059996	0.200015	0.107045	0.01145855	0.001284535
الاصباغ	0.102482	0.203997	0.112747	0.06034	0.00364095	0.001387827
الدراجات	0.09954	0.299997	0.026667	0.014272	0.00020368	0.000114174
استثمارات سياحية	0.089595	0.167993	0.005953	0.003186	1.0149E-05	3.18574E-06
الاسماك	0.101816	0.251994	0.206354	0.110437	0.01219642	0.005742745
			1.868517	1		0.025346673

	W_A^0	W_A^*	W_M^*	B_p	R_p
ISX			0.324735	1	0.382839
النشطة A	1.716636	0.675265		0.101635	0.064257
المحفظة الكلية				0.393365	0.167711

5. الاستنتاجات والتوصيات

1.5 الاستنتاجات

1. يسمح أنموذج المؤشر الواحد بحل مشكلة اختيار المحفظة الخطرة المثلى بشكل واضح وبسيط ومباشر كما يقدم فكرة واضحة عن طبيعة الحل بخلاف ذلك الذي يقدمه أنموذج ماركويتز.
2. ان محفظة المؤشر الخاملة تكون محفظة كفأة فقط اذا كانت جميع قيم الالفا صفرية.وهذا منطقي،فمالم يكشف تحليل الاوراق المالية بان للورقة الفا غير صفرية فان ادخالها في المحفظة النشطة سيجعل المحفظة اقل جاذبية.فالى جانب المخاطرة النظامية للورقة،والتي تعوض بعلاوة مخاطرة السوق(عبر البيتا)،فان الورقة ستضيف مخاطرتها الخاصة لتباين المحفظة.لكن بظل الفا صفرية،فان الاخيرة لن تعوض باضافتها لعلاوة المخاطرة اللاسوقية.وبالتالي اذا كان لجميع الاوراق المالية قيم الفا صفرية،فان الوزن الامثل بالمحفظة النشطة سيكون صفرا"،والوزن بمحفظة المؤشر سيكون الواحد الصحيح.لكن حينما يكشف تحليل الاوراق المالية اوراقا"لها علاوات مخاطرة لاسوقية (الفا ليست صفرية)فان محفظة المؤشر لن تعد كفأة.
3. يتيح أنموذج المؤشر امكانية الاستفادة من التحليل العلمي الهادف للاوراق المالية الذي يوفر فرصة الكشف المسبق عن الاوراق المالية ذات قيم الالفا غير الصفرية واتخاذ مراكز مختلفة بها وبحسب اشارة

الالفا خاصتها.اذ يؤكد الأنموذج ضرورة اتخاذ مراكز طويلة بالاوراق ذات الالفا الموجبة واتخاذ مراكز قصيرة(اذا كان مسموحا" بها)بالاوراق ذات الالفا السالبة. وبالتالي فهو يستعين بالتحليل المالي لتحديد هوية الاوراق المتعين ادخالها او استبعادها (اذا كان البيع القصير ممنوعا") من المحفظة مع الاوزان المثلى لكل مكون.

4. ان اسهام المحفظة النشطة بنسبة شارب المحفظة المثلى الكلية يتحدد بنسبة معلومات هذه المحفظة التي تقيس العائد الاضافي الذي بالامكان جنيه من تحليل الاوراق المالية (الالفا) بالمقارنة مع المخاطرة الخاصة التي سيتم تحملها عند المبالغة او الابخاس في تقدير وزن الاوراق المالية نسبة لمحفظة مؤشر السوق الخاملة.مايؤكد انه ولغرض تعظيم نسبة شارب للمحفظة المثلى الكلية ينبغي تعظيم نسبة معلومات المحفظة النشطة.

5. تعظيم نسبة معلومات المحفظة النشطة يتم اذا ماتم الاستثمار بكل ورقة مالية بما يتناسب ونسبتها المتمثلة بـ($\frac{\alpha_i}{\sigma_{ei}^2}$).وبالتالي يكشف أنموذج المؤشر الواحد عن الدور المركزي لنسبة المعلومات في الاستغلال الكفء لميزة تحليل الاوراق المالية.

6. اظهرت نتائج تحليل الاوراق المالية باستخدام أنموذج المؤشر الواحد بان المخاطرة الخاصة لكل سهم كبيرة بدرجة عالية حتى انها فاقت المخاطرة العامة في عدد من الاسهم مايؤكد اهمية التنويع.

7.اكدت نتائج التحليل التطبيقي على كم وكيف التبسيط الذي احدثه أنموذج المؤشر الواحد على مدخلات بناء المحفظة الخطرة المثلى لماركويتز.اذ ان عدد المدخلات الضرورية للبناء بضوء عينة البحث وبظل أنموذج المؤشر هو (56) وكل المدخلات مألوفة ويسيرة الحساب والتقدير بينما عدد المدخلات الضرورية بظل مدخل ماركويتز هو (189) وهي صعبة المنال لا سيما" مصفوفة التباين المشترك ناهيك عن تبسيط بالغ في اجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى ولا سيما"في تحديد مكونات المحفظة واوزانها ،المعضلة المعقدة التي لايمكن حلها الا بالبرمجة التربيعية بظل مدخل ماركويتز وهذا ينسجم مع فرضية البحث الاولى.

8.اسفرت نتائج بناء المحفظة الخطرة المثلى بالاستناد لاجراء الامثلية المقترح بمقتضى أنموذج المؤشر الواحد عن ان المحفظة الخطرة المثلى الكلية مكونة من جزأين، محفظة مؤشر السوق الخاملة (ISX) وبوزن يبلغ (31%) ، والمحفظة الخطرة النشطة (A) المكونة من اسهم عينة البحث وبوزن (69%) مايؤكد ان المحفظة الخطرة المثلى الكلية اعتمدت بدرجة اكبر في توزينها على الجزء النشط المعتمد على التحليل العلمي الفاعل للاوراق المالية.عائد ومخاطرة المحفظة الخاملة كانا (38%) و (59%) على التوالي وكانت نسبة شارب هذه المحفظة (64.5%).اما عائد ومخاطرة المحفظة النشطة فكانا على التوالي (7.5%) و (14%) ونسبة شارب (53.7%).لكن عند توليف المحفظتين مع بعض بظل الاوزان المثلى المذكورة اعلاه والمشتقة من اجراء الامثلية فان ذلك افضى الى عائد ومخاطرة للمحفظة الخطرة المثلى يبلغان (17.1%) و (25%) تمخضا عن نسبة شارب قدرها (68.1%) مايؤكد الاداء المتفوق للمحفظة الخطرة المثلى على محفظة السوق الخاملة.وهذا يؤكد من جانب بساطة ونجاعة اجراءات الحل المقدم لمشكلة اختيار المحفظة الخطرة المثلى من جانب أنموذج المؤشر الواحد بالمقارنة مع ذلك المعقد والمطول لأنموذج ماركويتز، وهذا يدعم فرضية البحث الاولى.ويؤكد من جانب ثان بان الالفا هي اكثر من مجرد مكون واحد من مكونات العائد المتوقع.اذ انها تلعب الدور الاهم في تحديد مكونات واوزان مكونات المحفظة فهي التي تحدد من يجب ادخاله ووزنه وذلك الذي يتعين استبعاده وقد انعكس ذلك واضحا"بالاداء المميز للمحفظة الخطرة المثلى بالمقارنة مع محفظة السوق الخاملة وهذا يدعم فرضية البحث الثانية.كما ويؤكد من جانب ثالث بان استخدام اجراء الامثلية الذي يقترحه أنموذج المؤشر الواحد يسمح باعتماد الادارة النشطة للمحفظة المتفوقة في ادائها على الادارة الخاملة التي يعتمدها الكثير من المستثمرين ومديري المحافظ وهذا يدعم فرضية البحث الثالثة.

9. اوضحت نتائج تعديل بيتا الاسهم عينة البحث باستخدام اسلوب بلوم بان التعديل لم يكن له تأثير على اداء محفظة السوق الخاملة لكنه ترك اثره في وزنها بالمحفظة الخطرة المثلى الكلية كونه احدث تغييرا" بوزن المحفظة النشطة (A).وذلك لان (W_A) يعتمد في احد مكوناته على (B_A) ما دامت ان هذه الاخيرة هي المتوسط الموزون للقيم المعدلة لبيتا الاسهم المكونة للمحفظة النشطة فان تغيرها يفضي الى تغير وزن المحفظتين النشطة والخاملة بالمحفظة المثلى الكلية.وبينت النتائج ان تعديل قيم بيتا الاسهم الفردية افضى الى انخفاض بيتا المحفظة النشطة (0.101 مقابل 0.129) ماادى الى تخفيض وزن المحفظة النشطة في المحفظة الكلية (67.5% مقابل 69%) لحساب المحفظة الخاملة (32.5% مقابل 31%).وهذا التخفيض في وزن المحفظة النشطة ترك اثره في عائد ومخاطرة واداء (نسبة شارب) المحفظة النشطة وعائد ومخاطرة المحفظة الكلية بالتبعية.لكن الملاحظ ان تاثيرها في عائد ومخاطرة المحفظة النشطة من جانب وفي وزنها بالمحفظة الكلية من جانب اخر كان متكافئا" ماافضى الى عدم تأثر

الاداء العام (نسبة شارب 68% قبل وبعد التعديل) للمحفظة الكلية على الرغم من تعديل بيتا الاسهم الفردية.وهذا يؤكد ان الفا الاسهم الفردية هي صاحبة الدور الاهم بتركيبة واداء المحفظة الخطرة المثلى فهي بحسب اشارتها تحدد من يدخل المحفظة النشطة ومن يستبعد منها وهي بحسب قيمتها تحدد نسبة معلومات السهم التي تحدد وزن السهم الداخل بالمحفظة النشطة او بالمحفظة الخطرة المثلى الكلية بالتبعية.بمعنى ان الفا كل سهم تحدد نسبة معلوماتها وان هذه الاخيرة هي التي نسبة معلومات المحفظة النشطة التي تؤثر بشكل مباشر بتركيبة المحفظة الخطرة المثلى الكلية.وبالمقابل فان بيتا الاسهم الفردية لاتمثل بحد ذاتها لاسيئة ولاحسنة فهي تؤثر بشكل متزامن ومتكافيء بكل من مخاطرة وعائد السهم مايدعوا الى ضرورة الاهتمام بالبيتا الكلية للمحفظة النشطة فقط وليس ببيتا كل ورقة فردية.
ماتقدم يؤكد من جانب ان لالفا وليس لبيتا الورقة المالية الدور الاهم في ترشيحها للدخول بالمحفظة الخطرة المثلى وهذا ينسجم مع فرضية البحث الثانية، ويؤكد من جانب اخر بان تعديل البيتا يترك اثره في اوزان مكونات المحفظة الخطرة المثلى عبر تاثيره بوزن واداء المحفظة النشطة وبوزن المحفظة الخاملة دون ادائها وهذا ينسجم مع فرضية البحث الرابعة.

2.5 التوصيات :

1. ضرورة اعتماد المستثمرين المتعاملين في سوق العراق للاوراق المالية على الأنموذج الاوسع استخداما"في تبسيط بناء المحفظة المثلى لماركويتز الا وهو أنموذج المؤشر الواحد واتباع افضل الاساليب في تقدير وتعديل معلماته ولا سيما" البيتا.
2. عقد الدورات والندوات لطرح ومناقشة الاسس الفلسفية والرياضية لاجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى بظل كل من الأنموذجين (ماركويتز والمؤشر الواحد) لاطلاعهم بشكل عملي على حجم وطبيعة التبسيط الحاصل في عملية البناء.
3. ادخال شركات الاستشارة والوساطة المالية العاملة في سوق العراق للاوراق المالية ببرامج تدريبية لمناقشة اهمية اعتماد الادارة الحديثة للمحافظ الاستثمارية التي تستند لمداخل التحليل العلمي للاوراق المالية والتي تفضي الى الكشف المبكر عن حالات التسعير الخاطيء في السوق وتصحيحها باسرع وقت ممكن لما لذلك من اثر بالغ في رفع مستوى الثقافة الاستثمارية للمتعاملين والنهوض بكفاية السوق بالتبعية.
4. تشكيل لجنة فنية من عدد من الاعضاء العاملين في السوق لتتولى مهمة تقدير وتعديل تقدير معلمات الأنموذج لجميع الاسهم المدرجة في السوق ونشرها دوريا" بكتيب خاص او على موقع السوق على الانترنت ليتسنى للمستثمرين الاطلاع عليها واعتمادها كاساس لبناء محافظهم المثلى.
5. ينبغي على المستثمرين ومديري المحافظ المتعاملين في سوق العراق للاوراق المالية ادراك اهمية توليف المدخلين النشط والخامل في بناء محافظهم المثلى لما لذلك من اثر واضح ومباشر بادائها.
6.ضرورة اعداد دراسة خاصة على سوق العراق للاوراق المالية لغرض الاختبار التجريبي لدقة الاساليب المستخدمة في تعديل قيم البيتا التاريخية.

ثبت المصادر

أ. الكتب

1. Alexander,Gordon J.,William F.Sharp,and Jeffery V. Bailey, Fundamentals of Investments, 3rd ed., N.J.:Prentice-Hall, 2001.
2. Arlond,Glen,Corporate Financial Management,London:Financial Times Pitman Publishing,1998.
3. Bodie, Zvi,Alex Kane, & Alan J. Marcus,Investments,7th ed.,Boston:McGraw-Hill, 2008.
4. Brealey,Rechard A.& Stewart C. Myers, Principles of Corporate Finance, 6th ed.,Boston:Irwin/McGraw-Hill,2000.

5. Brooks, Chris, Introductory Econometrics for Finance, UK: Cambridge University Press, 2002.
6. Eales,Brian A.,Financial Risk Management,London:McGraw-Hill Book Company,1995.
7. Elton, Edwin J. and Martin J. Gruber, Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, 5th ed., N.Y.:John Wiley & Sons, Inc., 1995.
8. Jones, Charles P., Investments: Analysis and Management, 6th ed., N.Y.: John Wiley & Sons, Inc.,1998.
9. Mayo, Herbert B., Investments: An Introduction, 6th ed., Fort Worth: The Dryden Press, 2000.
10. Pilbeam, Keith, Finance and Financial Markets, 3 rd.ed., UK: Palgrave Macmillan, 2010.
11. Reilly,Frank K. and Keith C. Brown,Investment Analysis and Portfolio Management,8th ed., Australia: Thomson,2006.
12. Ross, Stephen, Randolph W. Westerfield, Jefferey F. Jaffe, & Bradford D. Jordan, Modern Finanacial Management, N.Y.: McGraw-Hill/Irwin, 2008.
13. Sharpe,William F. and Gordon J. Alexander,Investments,4thed.,N.J.:Prentice-Hall,1990.
14. VanHorne,James C.,Financial Management and Policy,12th ed.,New Delhi:Printice-Hall,2004.
15. Weston,Fred J,Scott Besley,& Eugene F. Brigham,Essentials of Managerial Finance,11th ed.,Fort Worth: Dryden Press,1996.

ب. البحوث المنشورة :

16. Beaver, W., P. Kittler, M. Scholes, The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures, The Accounting Review, 45 (Oct. 1970).
17. Blume, Marchall, Betas and Their Regression Techniques, Journal of Finance, X, No.3 (June 1975).
18. Fama, Eugene F., Random Walk in Stock Market Prices, Financial Analysts Journal, Vol.21, No.5, (Sebtember-October, 1965).
19. Klemkosky, Robert, & John Martin, The Effect of Market Risk on Portfolio Diversification, Journal of Finance, X, No. 1 (March 1975).
20. Levy, Robert, On the Short-Term Stationarity of Beta Coefficients, Financial Analysts Journal, 27, No. 5 (Dec. 1971).
21. Rosenberg, Barr, & Walt McKibben, The Prediction of Systematic and Specific Risk in Common Stocks, Journal of Financial and Quantitative Analysis, VIII, No. 2 (March 1973).
22. ----------, The Prediction of .....: Part II, Financial Analysts Journal, 32, No. 3 (July-Aug. 1976).
23. ---------- & Vinary Marathe, The Prediction of Investment Risk: Systematic and Residual Risk, Reprint 21, Berkeley Working Paper Series, 1979.
24. Sharpe, William, A Simplified Model for Portfolio Analysis, Management Science 9 (January 1963).