

د. ا. د. رشود ج. فهد | ا. ا. د. كرام | ا. ا. د. طلف | ا. ا. د. غابت | ا. ا. د. طيف | د.

روتك | د. علس | د. ا. ا. د.

ي. و. ا. ا. د. ه. ج. د. ر. ه. ه. ه.

د. ه. ه. ا. و. ر. ا. ا. د. ا. د. ه. ه. ه. - لا. ا. ا. د. ه. ه. ه. ه.

ص. ا. ا. د. ا. د.

ان اختيار المحفظة المثلى هو واحد من اكثر حقول البحث اهمية في المالية العاصرة. ويعد نموذج 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 التنوع باستراتيجيات الاستثمار لكن نموذج ماركويتز لاختيار المحفظة يعاني من صعوبتين: الاولى هي ما يحتاجه من بيانات فاذا ما كان بامكاننا وضع توقعات دقيقة حول العوائد المستقبلية لكل موجود وحول الارتباط بين عوائد كل زوج من الموجودات فان نموذج ماركويتز، بظل شروط معينة والمعرفة المفترضة بدالة منفعة المستثمر، سيفضي الى بناء المحفظة المثلى. لكن الحصول على تنبؤات دقيقة بالمدخلات المطلوبة لهذا النموذج يعد مهمة صعبة خصوصا 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 نموذج المؤشر الواحد يفترض بان هناك عامل اقتصادي واحد فقط هو الذي يتسبب بالمخاطرة النظامية التي تؤثر بعوائد جميع الاسهم. وهذا العامل يمكن ان يمثل بمعدل العائد على مؤشر السوق. وطبقا لهذا النموذج فان عائد ومخاطرة اي سهم يمكن ان يقسم الى جزئين احدهما يعزى لعوامل خاصة بالشركة والاخر يعزى لعوامل عامة تؤثر بالسوق ككل. وبحسب النموذج فان المتغير الوحيد الذي ينبغي تقديره لحساب التباين المشترك (معضلة نموذج ماركويتز) هو قيم بيتا الاوراق الفردية والتباين بعوائد السوق. وبالتالي فهو يخفض ويشكل كبير من كم ونوع المدخلات والاجراءات اللازمة لبناء المحفظة المثلى. لكن بيتا النموذج تعاني هي الاخرى من مشكلة الدقة في تقديرها. لذلك وضعت اساليب لتعديلها وجعلها اكثر دقة.

لذلك يستهدف هذا البحث طرح نموذج المؤشر الواحد بوصفه حلا "محتملا" لتبسيط مدخلات واجراءات بناء المحفظة المثلى. ولتحقيق هذا الهدف سنناقش في هذا البحث الافتراضات والمفاهيم الاساسية لنموذج المؤشر الواحد. كما سنؤطر اجراءات تقدير النموذج ونسلط الضوء على المشاكل المتعلقة بتقدير بيتا النموذج 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 كفاءة 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 كفاءة.

وتوصل البحث لعدد من التوصيات، من اهمها ضرورة اعتماد المستثمرين المتعاملين في سوق العراق للاوراق المالية على النموذج الاوسع استخداما في تبسيط بناء المحفظة المثلى لماركويترز الا وهو نموذج المؤشر الواحد واتباع افضل الاساليب في تقدير وتعديل معلماته وخصوصا " 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 ما يشار اليها بمشكلة اختيار المحفظة. واحد حلول هذه المشكلة هي نظرية ماركويتز التي تعد اصل نظرية المحفظة الحديثة.

جوهر هذه النظرية ليس بجديد. فالواقع طرح عام 1952 في المقالة الرائدة لماركويتز وفي كتابه اللاحق. والقاريء، بلحاظ ان النظرية فاق عمرها الخمسون و تسعا" من الاعوام، ربما يتسائل: ما الذي حصل بعد طرح النظرية الى يومنا هذا؟ ولماذا استغرق استخدام هذه النظرية من قبل المؤسسات المالية وقتا طويلا" جدا"؟
الاجابة على هذين التساولين مترابطة. فاعلمت 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: الأولى تتعلق بتبسيط حجم ونوع بيانات المدخلات المطلوبة للقيام بتحليل المحفظة. والثانية 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، الا وهو نموذج المؤشر الواحد. سيتم تفحص طبيعة النموذج 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 نموذج المؤشر الواحد للاسهام 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. تجهيز نماذج

1.2 المشكلة : تتمثل مشكلة هذا البحث بالتساؤلات الآتية:

1. هل يمكن لنموذج المؤشر الواحد تبسيط مدخلات واجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى لماركويترز؟ وما هو كم وكيف هذا التبسيط؟
2. هل ان لالفا ام لبيتا الورقة المالية الدور الالهم في ترشيحها للدخول بالمحفظة الخطرة المثلى؟
3. هل يمكن بناء محفظة خطرة مثلى من منظور الادارة النشطة وليس الخاملة للمحفظة؟ وما هو اجراء الامثلية الذي يحقق ذلك؟
4. ماهي اجراءات التعديل المستخدمة لضمان دقة تقدير البيتا؟ وما طبيعة الاثر الذي يتركه التعديل على تركيبة واداء المحفظة الخطرة المثلى؟

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

1. يفضي استخدام نموذج المؤشر الواحد الى تبسيط مدخلات واجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى لماركويترز.
2. ان الفا وليس بيتا الورقة المالية هي صاحبة الدور الالهم في ترشيحها للدخول بالمحفظة الخطرة المثلى.
3. يسمح استخدام اجراء الامثلية لنموذج المؤشر الواحد بادارة نشطة وليس خاملة للمحفظة الخطرة المثلى.
4. يترك تعديل البيتا اثره على اوزان مكونات المحفظة الخطرة المثلى عبر تاثيره بوزن واداء المحفظة النشطة ويزن المحفظة الخاملة دون ادائها.

3.2 الالهمية : يستمد هذا البحث الالهميته من الالهمية موضوعه وكالآتي:

1. انه يقدم دليل عمل ارشادي لكل مستثمر ومدير محفظة بكل سوق مال، وخصوصا "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 ما يترك اثره المباشر والالجابي في الارتقاء بمستوى ادائهم من جانب وكفاية السوق المالية بالمحصلة من جانب اخر.

2. انه يوجه انظار المستثمرين ومدراء 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 الكفاءة وليس محفظة السوق الفعلية التي يستحيل بناؤها عمليا".

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

4.2 الاهداف: تتمثل اهداف البحث بالاتي :

1.يعد ماركويتر راند نظرية المحفظة الحديثة.ومنذ طرحه لنموذج 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 الماليين.لذا يستهدف هذا البحث طرح نموذج المؤشر الواحد بوصفه حلا" محتملا" لتبسيط مدخلات واجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى للمستثمر.

2. اشتقاق وتقدير نموذج المؤشر الواحد وبيان علاقته بالتنوع وبيناء 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 النموذج مع التركيز على دقة تقدير البيتا التاريخية واهم وافضل اساليب تعديلها المطروحة على الصعيدين النظري والعملي.

5. الاختبار التجريبي للطروحات التبسيطية لنموذج 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 تلبى 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 شطب من الادرار والشركات حديثة العهد بالادرار كونها لاتمثل واقع السوق طوال مدة المعاينة الكاملة. وقد استبعد هذا الشرط خمسة شركات من المجتمع.

2. ان لا يقل عدد المشاهدات لكل سهم عن (40) مشاهدة شهرية وذلك لضمان اختبار الشركات نشطة التداول في السوق والتي بإمكان 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
أ	قطاع المصارف	12	مصرف كوردستان	ت	القطاع والشركة
1	المصرف التجاري العراقي	ب	قطاع الاستثمار	21	المنصور للصناعات الدوائية
2	مصرف بغداد	13	الخير للاستثمار المالي	22	الخباطة الحديثة
3	المصرف الاسلامي	14	الونام للاستثمار المالي	23	العراقية للسجاد والمفروشات
4	مصرف الشرق الاوسط	ج	قطاع الخدمات	24	بغداد لصناعة مواد التنظيف
5	مصرف الاستثمار العراقي	15	المعمورة للاستثمارات العقارية	25	الهلال الصناعية
6	المصرف الاهلي العراقي	16	الامين للاستثمارات العقارية	26	الصناعات الخفيفة
7	مصرف دار السلام	17	النخبة للمقاولات العامة	27	الصناعات الكيماوية والبلاستيكية
8	مصرف بابل	18	العراقية للنقل البري	28	الكندي لانتاج اللقاحات البيطرية
9	مصرف الاقتصاد للاستثمار	19	البادية للنقل العام	29	العراقية للاعمال الهندسية
10	مصرف الوركاء للاستثمار	د	قطاع الصناعة	30	الاصباغ الحديثة
11	مصرف الشمال	20	نينوى للصناعات الغذائية	31	الصناعات المعدنية والدراجات
				32	العراقية للصناعات الكارتون
				33	الصناعات الالكترونية
				ه	قطاع الفنادق والسياحة
				34	فنادق عشتار
				35	فندق بغداد
				36	الوطنية للاستثمارات السياحية
				37	فنادق كربلاء
				38	فندق المنصور
				39	فندق السدير
				و	قطاع الزراعة
				40	الشرق الاوسط للاسماك

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(69:Fama,1965):

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

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

2. تقدير نموذج المؤشر الواحد لكل سهم من الاسهم عينة البحث باستخدام معادلته.

3. بناء المحفظة الخطرة المثلى بمقتضى اسلوب الامثلية الذي يقترحه نموذج المؤشر الواحد.

4. تعديل بينا الاسهم باستخدام اسلوب بلوم وبيان اثر ذلك على تركيبة واداء المحفظة.

3. الجانب النظري للبحث:

1.3 مدخلات تحليل المحفظة على وفق نظرية ماركويتز:

يعاني مدخل ماركويتز لبناء المحفظة المثلى من مشكلتين أساسيتين، الأولى هو احتياجه لعدد ضخم جدا من المدخلات والثانية هي انه لم يقدم دليلا ارشاديا للتنبؤ بهيكل الارتباطات المستقبلية والتي تعد الأساس لبناء الحد الكفاء للأوراق المالية الخطرة (Bodie, et.al., 2008:257). فلغرض تحديد الحد الكفاء على وفق منظور ماركويتز ينبغي اولاً تحديد العائد المتوقع والانحراف المعياري لعوائد المحافظ. والقاعدة العامة لحساب العائد المتوقع على المحفظة المكونة من (N) من الأوراق المالية هي كالآتي (Ross, et.al., 2008:286): (VanHorne, 2004:51):

حيث W_i : وزن الورقة (i) بالمحفظة

R_i : العائد المتوقع للورقة (i) الداخلة ببناء المحفظة

ويمكن ان يستخدم متجه (Vector) العوائد المتوقعة لحساب العائد المتوقع لاية محفظة مكونة من (N) من الأوراق المالية. هذا المتجه مكون من عمود واحد من الأرقام وكل رقم منها يمثل العائد المتوقع لآحد الأوراق المالية المكونة للمحفظة. ولان العائد المتوقع للمحفظة هو المتوسط الموزون للعائد المتوقع للأوراق المكونة لها فان اسهام كل ورقة لعائد المحفظة يعتمد على عاندها المتوقع ونسبة مساهمتها في عائد المحفظة (وزنها). وبمقتضى مبدأ العقلانية والرشد الذي يتصف به كل مستثمر فانه وفي اطار سعيه لتحقيق أقصى 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. وعوضاً 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 كالآتي

(Brealey & Reilly, 2006:211); (Myers, 2000:172 & Brown, 2006:211):

او
 $i \neq j$

اذ ان $i\sigma$: الانحراف المعياري بعوائد الورقة (i) الداخلة بالمحفظة

$j\sigma$: الانحراف المعياري بعوائد الورقة (j) الداخلة بالمحفظة

ρ_{ij} : 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 حيث 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 عدداً

متزايدا" من المحللين يقدم تقديرات للمخاطرة فضلا عن العائد. والمحلل الذي يقدر العائد المتوقع للسهم ينبغي ان يكون قادرا" أيضا على تقدير لاتأكد ذلك العائد. والارتباطات شيء مختلف تماما". إذ 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 لا يحتاج 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. إذ يمكن وبسهولة تعقب الحد الكفاء 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). والواقع ان اغلب المؤسسات المالية تتابع (150-250) سهم. ولغرض القيام بتحليل المحفظة على وفق منظور ماركويتز اعلاه، فالمؤسسة بحاجة لتقدير (150-250) عائد متوقع و(150-250) تباين. لكن السؤال المطروح هنا هو كم عدد معاملات الارتباط المطلوبة؟

فاذا افترض ان (N) هو عدد اسهم الشركة التي يتم متابعتها فيتعين تقدير (ij) 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 $(N(N-1))/2$ او $(N^2-2N)/2$ معامل ارتباط

(Alexander, 1990:226 & Bodie, et. al., 2008:258); (Arnold, 1998:273); (Sharpe)

للمؤسسة التي تتابع (150-250) سهم فهي تحتاج الى (11175-31125) معامل ارتباط! والواضح هنا ان عدد المدخلات كبير جدا".

لكن من غير المحتمل ان يكون المحللون قادرين على التقدير المباشر لمصفوفة الارتباطات. 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 بانها سالبة (-200). وبطبيعة الحال هذا غير ممكن لان تباين المحفظة لا يمكن ان يكون سالبا والاستنتاج هو وجوب ان لا تكون مدخلات المصفوفة غير متناغمة على جانبي قطرها. لكن معاملات الارتباط الحقيقية الواقعية ربما تكون كذلك لكن 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 مؤثر واحد عام. وهذا النموذج يسمى نموذج المؤثر الواحد. وهو لا يستخدم فقط في تقدير مصفوفة الارتباط انما في اختبارات السوق الكفاءة ايضا وفي اختبارات التوازن في السوق المالية والتي يسميها البعض بعملية توليد العائد (Return-generating process) (Sharpe & Alexander, 1990:223).

2.3 نموذج المؤثر الواحد:

لقد تبنى وليم شارب، بعد ماركويتز، نموذج المؤثر الواحد الذي يربط عوائد كل ورقة مالية بعوائد مؤشر عام. وعامة ما يستخدم مؤشر سوق الاسهم العام (كمؤشر P500&S) كممثل لهذا المؤشر الاقتصادي الكلي العام. وقد اسي بنموذج المؤثر الواحد لانه يستخدم مؤشر السوق كممثل للعامل المشترك العام (Bodie, et.al., 2008:258).

توحي النظرة السريعة لاسعار الاسهم بانها حينما يرتفع السوق (المقاس باي مؤشر من مؤشرات سوق الاسهم المتاحة بشكل واسع) فان اغلب الاسهم تميل لارتفاعها ولارتفاعها وانما 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):

$$R_i = a_i + B_i R_m \dots \dots \dots (3)$$

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

R_m : معدل عائد مؤشر السوق (متغير عشوائي)

B_i : ثابت يقيس التغير المتوقع في (R_i) بضوء التغير في (R_m).

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

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

$$\alpha_i + \epsilon_i = a_i$$

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 & Mayo,2000:219);(Brown,2006:238):

$$(4)..... ei + m i + B_i \alpha R_i =$$

وللمرة الثانية فان كل من (ei) و (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 عديدة الا ان هذه المكونات، حينما تضاف لبعضها البعض، يجب ان تساوي العائد الكلي بحسب التعريف. ومن المناسب ان لا تكون (ei) مرتبطة بـ (m). رياضيا هذا يعني بان:

$$m \} = 0 - ei R_m = E\{(ei-0)(R_m)COV$$

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 (α_i) و (B_i) و (α_i) غالباً ما يتم 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 نموذج 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 للنموذج (Jones,1998:193);(Eales,1995:157-);(Ross,et.al.,2008:326): (158)

$$= R_i \alpha_i + B_i m + e_i \quad \text{لجميع الاسهم } i = 1, \dots, N$$

أ. بحسب البناء:

$$E(ei) = 0 = \text{لجميع الاسهم } i = 1, \dots, N$$

ب. بحسب الافتراض:

$$-E\{ei(Rm - E\{Rm\})\} = 0 \quad \text{لجميع الاسهم } i = 1, \dots, N \quad \text{المؤشر غير مرتبط بالعائد الخاص}$$

$$0 = (ei ej)E \quad \text{لجميع الاسهم } i = 1, \dots, N \quad \text{عبر الاستجابة العامة للسوق}$$

$$N, \dots, j = 1$$

$$i \neq j \quad \text{لكن}$$

ج. بحسب التعريف:

$$^2(E(ei = ei^2 \sigma \quad i = 1, \dots, N \quad \text{لجميع الاسهم}$$

$$^2(m - E(Rm) = m^2 \sigma \quad i = 1, \dots, N \quad \text{لجميع الاسهم}$$

وفيما يلي اشتقاق العائد المتوقع والتباين والتباين المشترك حينما يستخدم نموذج المؤشر الواحد لتمثيل التحرك

المشترك للاوراق المالية (Alexander,et.al.,2001:157-160);(Jones,1998:194):

$$= i \alpha_i + \quad B_i m \quad \text{1. متوسط العائد}$$

$$ei^2 \sigma + m^2 \sigma \quad B_i^2 = i^2 \sigma \quad \text{2. تباين عائد الورقة}$$

$$3. \text{التباين المشترك بين عوائد الورقتين (i) و (j) } \sigma_{ij} = \alpha_i \alpha_j \sigma_m^2$$

يلاحظ بان للعائد المتوقع مكونان: الجزء الخاص (α_i) والجزء المرتبط بالسوق (Bim). وبالمثل فان لتباين الورقة نفس الجزئين: المخاطرة الخاصة (σ_{ei}^2) والمخاطرة المرتبطة بالسوق (σ_{Bi}^2). بالمقابل فان التباين المشترك يعتمد فقط على مخاطرة السوق. وهذا يؤكد بان نموذج المؤشر الواحد يشير ضمنا بان السبب الوحيد لتحرك الاوراق المالية مع بعضها البعض هو الاستجابة العامة لتحركات السوق.

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

أ. العائد المتوقع للورقة هو:

$$E(R_i) = \alpha_i E(R_m) + E(e_i)$$

وطالما ان القيمة المتوقعة لمجموع المتغيرات العشوائية هو مجموع القيم المتوقعة فسيصبح العائد كالاتي:

$$E(R_i) = \alpha_i E(R_m) + E(e_i)$$

(α_i) و (B_i) هما ثابتان وبحسب البناء فان القيمة المتوقعة لـ (e_i) صفر. بالتالي فان:

$$E(R_i) = \alpha_i E(R_m) + B_i \quad \text{النتيجة (1)}$$

ب. تباين عائد أي ورقة هو:

$$\sigma_i^2 = \alpha_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2$$

تعويض R_i و i من المعادلات السابقة يفضي للاثي:

$$\sigma_i^2 = \alpha_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2$$

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

$$\sigma_i^2 = \alpha_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2$$

تربيع الحدود الموجودة داخل القوسين الكبيرين يفضي للاثي:

$$\sigma_i^2 = \alpha_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2$$

وبالعودة فانه وبحسب الافتراض (او في بعض الحالات بحسب البناء) فان $E(e_i) = 0$ وبالتالي فان:

$$\sigma_i^2 = \alpha_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2$$

$$\sigma_i^2 = \alpha_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2 \quad \text{النتيجة (2)}$$

ج. التباين المشترك بين اية ورقتين هو كالاتي:

$$\sigma_{ij} = \alpha_i \alpha_j \sigma_m^2$$

التعويض محل R_j ، R_i ، i ، j يفضي للاثي:

$$\sigma_{ij} = \alpha_i \alpha_j \sigma_m^2$$

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

$$\sigma_{ij} = \alpha_i \alpha_j \sigma_m^2$$

اجراء عملية الضرب تفضي للاثي:

$$\sigma_{ij} = \alpha_i \alpha_j \sigma_m^2$$

وطالما ان اخر ثلاثة حدود هي صفر، بحسب الافتراض، فان:

$$\sigma_{ij} = \alpha_i \alpha_j \sigma_m^2 \quad \text{النتيجة (3)}$$

ويمكن ايضا 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

($B_i = 1.5$) فإن العمود الخامس هو العمود الثاني ضرب (1.5) او عائد السوق ضرب البيتا. والسؤال المطروح هنا هو من اين جاءت (e_i)؟ بالعودة فان متوسط قيمة (e_i) صفر. واذا كان متوسط قيمة (e_i) صفر فان مجموع (e_i) صفر ايضا. نموذج المؤشر الواحد هو معادلة مساواة. عائد السهم طوال المدد الخمس هو (40) ، ثلاثون من هذه الاربعون عائد مرتبط بالسوق بالتالي فان العشرة الباقية يجب ان تكون عائدًا غير مرتبط بالسوق او عائد خاص. واذا كان مجموع (e_i) صفر، وحتى يكون نموذج المؤشر الواحد في حالة مساواة، فان مجموع (α_i) يجب ان يكون (10). وطالما ان (α_i) ثابت وان هناك (5) مدد فان (α_i) تكون (5\10) او (2) للمدة الواحدة. وبضوء قيم (α_i) و (Bim)، وطالما ان نموذج المؤشر الواحد هو نموذج مساواة فان قيمة (e_i) من الواجب ان تجعل كلا جانبي المعادلة متساويان. على سبيل المثال، مجموع (α_i) و (Bim) في المدة الاولى (8). وطالما ان عائد الورقة في المدة الاولى (10) فان (e_i) تكون (2+).

الجدول (3) تقسيم العوائد باطار نموذج المؤشر الواحد

الشهر	1	2	3	4	5	6
	عائد السهم	عائد السوق	R_i	α_i	Bim	e_i
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:

$$i = 40/5 = 8$$

وباستخدام معادلة نموذج المؤشر الواحد فان متوسط العائد يكون :

$$Bim = 2 + 1.5(4) = 8 + \alpha_i = i$$

تباين الورقة (i) بحسب المعادلة المشتقة لنموذج المؤشر الواحد هو كالآتي:

$$e_i^2 \sigma + m^2 \sigma^2 B_i = i^2 \sigma$$

$$2.8 + (8)^2 (1.5) =$$

$$20.8 =$$

3.2.3 حساب العائد المتوقع وتباين المحفظة باطار نموذج المؤشر الواحد :

أ.العائد المتوقع للمحفظة: يتحدد العائد المتوقع لاية محفظة باطار النموذج

كالآتي (Alexander, et.al., 2001:161):

التعويض محل (i) يفضي للاتي:

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

تعويض النتائج السالفة محل () و () يفضي للاتي:

يتضح من المعادلتين (5) و(6) ان العائد المتوقع والمخاطرة بالامكان تقديرهما لاية محفظة اذا ماتم تقدير (oi) و(Bi) و() لكل سهم وتقدير كل من العائد المتوقع للسوق () وتباين السوق (). وهذا يشكل مااجماله (N+23) تقدير (Bodie,et.al.,2008:262).

وبالنسبة للمؤسسة التي تتابع (150-250) سهم فان نموذج المؤشر الواحد يجعلها تحتاج الى (452-752) تقدير. وهو عدد من المدخلات لايقارن مع عدد المدخلات المطلوبة بظل نموذج 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 النموذج ايضا" هو ان جميع مصطلحاته ومكوناته مألوفة من قبل جميع المستثمرين وفي متناول ايديهم.

ان التبسيط الذي جاء به نموذج 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 محللوا 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 نموذج 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 نموذج المؤشر الواحد والتنوع :

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)؛ (Alexander,1990:205) :

وينحو مشابه تعرف الفا المحفظة (ap) بانها: (Eales,1995:160)

بالتالي فان المعادلة (5) يمكن كتابتها كالاتي:

$$Bp + ap =$$

فإذا ما عدت المحفظة (p) بانها محفظة السوق (جميع الاسهم المكونة للسوق والممسوكة بنسب متساوية) فان العائد المتوقع على (p) يجب ان يكون (0). ومن المعادلة اعلاه فان القيم الوحيدة لـ (Bp) و (ap) التي تضمن = لاي خيار من خيارات (0) هي ان تكون (ap=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. ولتناقش اكثر مخاطرة الورقة الفردية. المعادلة (6) هي كالآتي:

الشرط الاخير من المعادلة (6) اعلاه هو ان (j≠i)، لكن اذا كان (j=i) فان الحد الاخير يصبح $(\sigma^2 \sum_{i=1}^m W_i W_i B_i)$ وهذا هو بالضبط الحد الاول من المعادلة. بالتالي فان تباين المحفظة يمكن كتابته كالآتي:

او اذا ماتم اعادة ترتيب الحدود تصبح:

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

وإذا 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):

الحد الاخير عبارة عن حاصل ضرب (0) بمتوسط المخاطرة الباقية (الخاصة او القابلة للتنوع) للمحفظة. وكلما زاد عدد الاسهم الداخلة بالمحفظة كلما تلاشت وبشكل كبير اهمية متوسط المخاطرة الباقية . وفي الواقع، فان المخاطرة الباقية تنخفض بشكل سريع جدا بحيث يتم التخلص من غالبيتها حتى في المحافظ متوسطة الحجم. والمخاطرة التي لا يتم التخلص منها مهما زاد حجم المحافظ هي المخاطرة المصاحبة للحد (Bp). وإذا ماتم الافتراض بان المخاطرة الباقية اقتربت من الصفر، فان مخاطرة المحفظة تقترب من الآتي:

وطالما ان (0) هي ذاتها، ويغض النظر عن هوية السهم محل الاهتمام، فان مقياس درجة اسهام الورقة بمخاطرة المحفظة الكلية هو. (Bi)

مخاطرة الورقة الفردية هي (0). وطالما ان تأثير (0) على مخاطرة المحفظة يمكن جعله يقترب من الصفر بزيادة حجم المحفظة، فانه من الشائع ان يشار الى (0) بالمخاطرة القابلة للتنوع. لكن تأثير (0) على مخاطرة المحفظة لا يتلاشى مع زيادة حجم (N). وطالما ان (0) ثابت لجميع الاوراق المالية فان (B) هي مقياس المخاطرة غير القابلة للتنوع للورقة. وطالما ان المخاطرة القابلة للتنوع بالامكان التخلص منها عبر مسك محفظة كبيرة بدرجة كافية فان (Bi) غالبا ماتستخدم كمقياس لمخاطرة الورقة.

وعلى وفق ماتقدم ، وكلما زاد التنوع ، فان التباين الكلي للمحفظة يقترب من التباين النظامي (الذي هو تباين عامل السوق مضروبا بمربع معامل حساسية المحفظة وهذا ظاهر في الشكل (1)). فهو يبين انه كلما تم ادخال المزيد من الاوراق المالية للمحفظة كلما انخفض تباين المحفظة بسبب تنوع المخاطرة الخاصة. لكن قوة التنوع

تظل محدودة. فحتى مع الحجم الكبير جدا للمحفظة يظل هناك جزء من المخاطرة بسبب المخاطرة النظامية او المخاطرة غير القابلة للتنوع (Bodie, et.al., 2008:265).

المخاطرة القابلة للتنوع

المخاطرة النظامية

N

الشكل (1) تباين المحفظة بظل معامل المخاطرة (Bp) لنموذج المؤشر الواحد
(Source): Bodie, Zvi, Alex Kane, and Alan J. Marcus, Investments, 7th ed., Boston: McGraw Hill, 2008:265

4.3 بناء المحفظة بظل نموذج المؤشر الواحد:

سنناقش في هذا الجزء مدلولات نموذج المؤشر الواحد لبناء المحفظة. اذ يقدم النموذج 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 لنموذج المؤشر الواحد هي الاطار الذي يقدمه لتحليل الاقتصاد الكلي وتحليل الاوراق المالية عند تهيئة قائمة المدخلات الحاسمة جدا "مسألة كفاءة المحفظة المثلى. اذ يتطلب نموذج ماركويتز تقدير العائد 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 لا يكون 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 "لا تكون ظاهرة في تحليل الاوراق المالية.

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

استخدام تحليل الاقتصاد الكلي لتقدير عائد ومخاطرة مؤشر السوق.

استخدام التحليل الاحصائي لتقدير معاملات البيتا لجميع الاوراق المالية وتباينات بواقيها (ei).

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.

توقعات العائد المتوقع الخاص للورقة (وخصوصاً 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 لا يخضع لتحليل الاوراق المالية سيكون (Bi). 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 تغطي 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 مدرء المحافظ. بالمقابل فان تحليل الاقتصاد الكلي وتحليل الاوراق المالية هو ليس بعلم بحت محدد المعالم ومتفق عليه وهذا يفرض بالضرورة الى تباين في الاداء. وباستخدام نموذج المؤشر الواحد لتفكيك العوائد الى عوائد تعزى لعوامل سوقية واخرى لعوامل غير سوقية، بامكان مدير المحفظة ان يكون واثقاً 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 نفس قيم البيتا وبالتالي ستكون لديها مكونات نظامية مماثلة لعوائدها. وعلى وفق ذلك فان ما يجعل الورقة جذابة أم غير جذابة امام مدير المحفظة هي قيمة الالفا خاصتها. وفي الواقع، ان الورقة ذات الالفا الموجبة تقدم عائد اكبر من عائدها المشتق من نزعتها صوب تعقب مؤشر السوق. وهذه الورقة تكون صفقة رابحة وبالتالي يجب ان يبالغ في توزيعها 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 يخفض. وفي الحالات المتطرفة فان الوزن المرغوب بالمحفظة ربما يكون سالباً، أي ان المركز القصير (اذا كان مسموحاً به) سيكون مرغوباً.

2.4.3 محفظة المؤشر بوصفها موجود استثماري:

ان عملية رسم الحد الكفاء باستخدام نموذج المؤشر الواحد ربما تمارس تماماً بقدر ممارسة الاجراء الذي استخدمه ماركويتز لاجاد المحفظة الخطرة المثلى. لكن هنا بالامكان الاستفادة من التبسيط الذي يقدمه نموذج المؤشر الواحد لاشتقاق قائمة المدخلات. فضلاً عن ذلك، فان السعي لبلوغ المحفظة المثلى يسلب الضوء على ميزة اخرى لنموذج المؤشر الواحد وهي الكشف البسيط والبدهي عن ممثل المحفظة الخطرة المثلى. لكن وقبل الخوض في مناقشة اليات بلوغ الامثلية في هذا السياق، سنناقش اولاً دور محفظة المؤشر بالمحفظة المثلى.

افترض ان تقرير شركة تحليلات استثمارية حصر اجمالي الموجودات المتاحة للاستثمار فقط بالاسهم المكونة لمحفظة (P500&S). وفي هذه الحالة فان هذا المؤشر سوف يجسد تأثير الاقتصاد على الاسهم الكبيرة التي تضمها الشركة في محفظتها. افترض ان موارد الشركة تسمح فقط بتغطية مجموعة فرعية صغيرة من هذه

المجموعة الكاملة المسماة المجموعة الشاملة المتاحة للاستثمار. فإذا كانت هذه الشركات المحللة هي الوحيدة المسموح بادخالها في المحفظة فإن مدير المحفظة ربما يكون قلقاً من محدودية التنوع. والطريقة البسيطة لتجنب التنوع غير الكافي هي بادخال محفظة (P500&S) بوصفها واحدة من موجودات المحفظة. التمتع بالمعادلتين (3) و (4) يكشف بأنه إذا ماتم معاملة محفظة (P500&S) 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 عاندها المتوقع. وتظهر النتيجة (3) لاشتقاق معادلة نموذج المؤشر الواحد بان التباين المشترك لاية ورقة مالية (i) مع المؤشر هو (Bi). ولتمييز (P500&S) عن (n) من الاوراق المالية المغطاة من قبل الشركة سيطلق عليها تسمية الموجود ذو الترتيب (n+1). ويمكن النظر لمحفظة (P500&S) بوصفها المحفظة الخاملة التي سيختارها المدير دون اجراء تحليل الاوراق المالية. فهي تتيح امكانية الوصول للسوق الواسع دون الحاجة لاجراء تحليل الاوراق المالية المكلف. لكن اذا كان مدير المحفظة راغباً 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 لنموذج المؤشر الواحد :

يسمح نموذج المؤشر الواحد بحل مشكلة اختيار المحفظة الخطرة المثلى بشكل مباشر كما انه يقدم فكرة واضحة عن طبيعة الحل. إذ ان مدير المحفظة يكون واثقاً من ان بمقدوره وبسهولة التهيئة لعملية بلوغ الامثلية وذلك لرسم الحد الكفء باطار نموذج المؤشر الواحد الى جانب منحني نموذج ماركويتز.

اذ مع وجود تقديرات معاملات البيتا والالفا، زاندا"عائد محفظة المؤشر، يكون بالامكان حساب (n+1) من العوائد المتوقعة باستخدام المعادلة (3). ويظل 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 التنوع باطار نموذج المؤشر الواحد وذلك بخطوة واحدة اضافية. فقد اوضح مسبقاً بان الفا وبيتا وباقي المحفظة الموزونة بشكل متساوي هي متوسطات بسيطة لتلك المعلمات عبر الاوراق المالية المكونة للمحفظة. فضلاً 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 ووضح. 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):

وعند هذه النقطة، وكما في الاجراء القياسي لماركويتز، بالامكان استخدام برنامج اكسل للامثلية لتعظيم نسبة شارب وفقاً لقيود مضاف وهو ان مجموع اوزان المحفظة يساوي الواحد الصحيح. لكن هذا ليس ضروري لان المحفظة المثلى يمكن اشتقاقها بشكل ظاهري باستخدام نموذج المؤشر الواحد وبشكل بدهي مميز للغاية.

وسناقش هنا اولاً المبادلة الاساس التي يقدمها النموذج. فإذا تم الاهتمام فقط بالتنوع فسيتم الاحتفاظ بمؤشر السوق فقط. وتحليل الاوراق المالية سيصبح 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 التنوع الكفاء. اذ يبين النموذج بان المحفظة الخطرة المثلى تبادل بين البحث في الالفا وبين الابتعاد عن التنوع الكفاء. ماتقدم يؤكد ان المحفظة الخطرة المثلى تحولت لتصبح توليفة مكونة من محفظتين: 1. المحفظة النشطة، التي يرمز له 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 التنوع، والتي تسمى المحفظة الخاملة والتي يرمز لها بالرمز (M).
 لنفترض ابتداءً بان للمحفظة النشطة بيتا قدرها (1). وفي هذه الحالة فان الوزن الامثل بالمحفظة النشطة سيكون نسبة . هذه النسبة توازن بين اسهام المحفظة النشطة (الفا المحفظة) بالعائد وبين اسهامها في تباين المحفظة (تباين الباقي). النسبة المشابهة لمحفظة المؤشر هي وبالتالي فان المركز المبدئي بالمحفظة النشطة (أي اذا كانت بيتا المحفظة الواحد الصحيح) سيكون:

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

4.4.3 نسبة المعلومات:

تفصي المعادلتان (8) و (9) الى مركز امثل بالمحفظة النشطة حالما تعرف قيم معالمها (الفا ، البيتا ، وتباين الباقي). ويظل استثمار بوزن () بالمحفظة النشطة و (-1) 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:

تبين المعادلة (10) بان اسهام المحفظة النشطة (حينما تمسك بوزنها الامثل، (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 جنيهه من تحليل الاوراق المالية بالمقارنة مع المخاطرة الخاصة التي سيتم تحملها عند المبالغة او الابهاس في تقدير وزن الاوراق المالية نسبة لمؤشر السوق الخامل. لذلك فان المعادلة (10) تشير ضمنا بانها ولغرض تعظيم نسبة شارب الكلية فينبغي علينا تعظيم نسبة معلومات المحفظة النشطة.

ماتقدم يؤكد بان نسبة معلومات المحفظة النشطة ستعظم اذا ماتم الاستثمار في كل ورقة بما يتناسب ونسبتها المتمثلة ب (). لذلك فان الوزن المستثمر بكل ورقة مالية ما هو الا حاصل ضرب الوزن المستثمر بالمحفظة النشطة بوزن نسبة الورقة الى اجمالي نسب الاوراق وكالاتي:

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

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

وفي مقابل الالفا، يلاحظ بان المكون السوقي للعائد () يعوّض بالمخاطرة غير القابلة للتنويع (السوقية) للورقة () وكلاهما يشترق بنفس البيت. هذه المبادلة ليست خاصة منفردة بكل ورقة لان اية ورقة لها نفس البيت تقدم نفس الاسهام المتوازن لكل من المخاطرة والعائد. بعبارة اخرى، ان بيتا الورقة ليست ميزة ولا عيب. فهي تؤثر بشكل متزامن بكل من مخاطرة وعائد الورقة المالية. بالتالي ينبغي الاهتمام بالبيتا الكلية للمحفظة النشطة فقط وليس بيتا كل ورقة فردية.

يتبين من المعادلة (II) بانه اذا كانت الفا الورقة سالبة، فسيؤخذ بهذه الورقة مركزاً "قصيراً" في المحفظة الخطرة المثلى. واذا كانت المراكز القصيرة ممنوعة، فان الورقة ذات الالفا السالبة سوف تستبعد ببساطة من برنامج الامثلية وسيكون وزنها صفر 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 نموذج المؤشر الواحد لمعلومات الورقة ومؤشر السوق، يصبح بالامكان بناء المحفظة الخطرة المثلى باستخدام الخطوات الاتية:

1. حساب المركز المبدئي بكل ورقة مالية داخلية بالمحفظة النشطة وكالاتي:

2. اعطاء اوزان لهذه المراكز المبدئية لجعل مجموع اوزان مكونات المحفظة الواحد الصحيح، وذلك عبر قسمة وزن

كل مركز الى مجموع اوزان المراكز وكالاتي:

3. حساب الفا المحفظة النشطة وكالاتي:

4. حساب التباين بباقي المحفظة النشطة وكالاتي:

5. حساب المركز المبدئي بالمحفظة النشطة وكالاتي:

6. حساب بيتا المحفظة النشطة وكالاتي:

7. تعديل المركز المبدئي بالمحفظة النشطة وكالاتي:

8. ملاحظة ان للمحفظة الخطرة المثلى الان الاوزان الاتية:

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

ويلاحظ بان بيتا المحفظة الخطرة هي () لان بيتا محفظة المؤشر واحد عدد صحيح.

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

5.3 تقدير بيتا النموذج:

ان البيتا هي مقياس للمخاطرة النظامية للورقة المالية والتي لا يمكن تجنبها بالتنوع. 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 (Jones,1998:234-235).

عائد

$$\beta = 1.5A$$

السهم

$$\beta = 1 B$$

$$0.6 = \beta C$$

عائد السوق

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

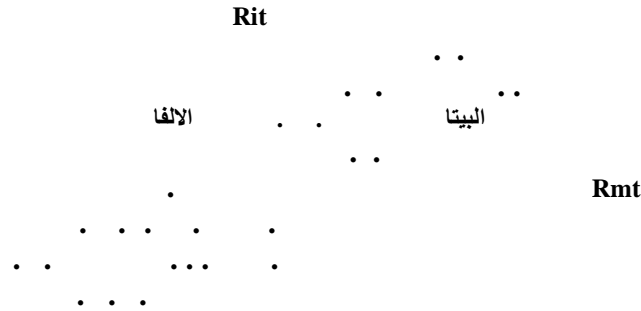
ويتطلب استخدام نموذج المؤشر الواحد تقدير بيتا كل سهم يعد مرشحا "محتملا" للادخال في المحفظة. وبمقدور المستثمر الحصول على تقديرات ذاتية لبيتا الورقة او المحفظة من المحللين. بالمقابل يمكن الحصول على تقديرات البيتا المستقبلية عبر تقدير البيتا باستخدام البيانات التاريخية واستخدام هذه البيتا التاريخية كتقدير 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 بأفضل تقديرات متاحة للبيتا من البيانات

التاريخية. وبعد ذلك بامكان المحلل التركيز على بيان التأثيرات التي من المتوقع ان تغير البيتا في المستقبل. وسناقش 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 تقدر 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 () او (B_i) او () ربما تتغير على مر الزمن. وعند العودة للبيانات التاريخية لن يكون بمقدور احد الاطلاع المباشر على قيم () او (B_i) او (). 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 () مساوية للصفر، فحينئذ يمكن تقدير () و (B_i) باستخدام مشاهدتين فقط. لكن وجود المتغير العشوائي (e_i) يعني بان العائد الفعلي سيشكل التشتت حول 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 لنفس الفاصل الزمني. العوائد الفعلية المشاهدة تقع على وحول العلاقة الصحيحة (الظاهرة كخط متصل). وكلما زاد () كلما زاد التشتت حول الخط. لذلك لن يشاهد الخط فعليا ويتعزز ذلك كلما زاد اللاتأكد حوله. وهناك عدد من الطرائق لتقدير المكان الذي ربما يكون فيه الخط، ويضوء تشتت النقاط المشاهدة. وعادة ما يقدر موقع الخط باستخدام تحليل الانحدار.



الشكل (3) تقدير البيتا التاريخية

ed., New Delhi: Printice-th12, Financial Management and Policy. C James VanHorne): Source (Hall, 2004: 63)

هذا الاجراء يبدأ اولاً 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 موازنة 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 تقدير للبيتا خلال مدة موائمة الخط، وسيكون حد التقاطع افضل تقدير للالفا (.) .
وتستخدم المعادلة التالية لتقدير بيتا السهم للمدة من (t=1) لغاية (t=N) عبر تحليل الانحدار؛ (Ross, et. al., 2008:306) (Myers & Brealey, 2000:176):

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

وسوف نستخدم بيانات الجدول 3 (لبیان 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 مقسوماً على تباين السوق او:

والتباين المشترك يتم ايجاده كالآتي:

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:

$$8 = 5 / \{2(4-0) + 2(4-6) + 2(4-8) + 2(4-2) + 2(m = \{4-42\sigma$$

وبالتالي فان البيتا = 8\12 = 1.5

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

$$2 = (4)(1.5) - 8 = \alpha_i$$

ان قيم (αi) و (Bi) المتولدة من تحليل الانحدار هي تقديرات لقيمتها الحقيقية. وهذه التقديرات عرضة للخطأ. وبالتالي فان تقدير هاتان المعلمتان ربما لا يتطابق مع قيمهما الحقيقية. فضلاً عن ذلك فان العملية تتعقد اكثر بحقيقة ان الالفا والبيتا هما غير مستقرتان تماماً 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 التبديل الواقعي فيها على مر الزمن فان الطريقة الاكثر مباشرة ووضوحاً 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 اجري كل من (Blume,1975) و (Levy,1971) اختباراً "مكثفاً للعلاقة بين قيم البيتا على مر الزمن. فقد قام بلوم بحساب قيم البيتا باستخدام انحدار السلاسل الزمنية للبيانات الشهرية لمدتين غير متداخلتين كل مدة مكونة من سبع سنوات. وقام بحساب قيم بيئا المحافظ المكونة من سهم واحد ومن سهمين ومن اربعة اسهم وهكذا لغاية المحافظ المكونة من (50) سهم 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 بيئا المدتين (يوليو 1954-يونيو 1961) و (يوليو 1961-يونيو 1968).

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
50	0.98	0.96

والواضح بان قيم بيئا الاوراق الفردية تحوي قدراً من المعلومات حول قيم البيتا المستقبلية للاوراق المالية اقل بكثير مما تحوي قيم بيئا المحافظ الكبيرة جداً" (Brown,2006:252 & Reilly). والسؤال المطروح هنا هو ترى ما سبب اختلاف قيم بيئا المدة الاولى عن الثانية؟ احد الاسباب هو ان مخاطرة (بيئا) 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 بيئا المدة الاولى بقيم بيئا المدة الثانية. كما ان التغيرات في قيم بيئا الاوراق المالية تختلف من ورقة لاخرى. فبعضها يرتفع بينما ينخفض الاخر. وهذه التغيرات يلغي بعضها بعضاً في المحفظة ما افضى الى تغير اقل في البيتا الفعلية للمحافظ بالمقارنة مع الاوراق الفردية. كما ان الاخطاء الحاصلة في تقدير قيم بيئا الاوراق الالية تلغي بعضها بعضاً حينما توّلف بمحفظة وبالتالي سيكون هناك خطأ اقل في قياس بيئا المحفظة. وطالما ان قيم بيئا المحافظ تقاس بخطأ اقل وطالما ان قيم بيئا المحافظ تتغير اقل من تغير قيم بيئا 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 اضافة المزيد من التحسين على القدرة التنبؤية لقيم بيتا الاوراق المالية والمحافظة؟ لغرض المساعدة في الاجابة على هذا التساؤل سنناقش توزيع افتراضي بسيط لقيم البيت. لنفترض ان قيم البيت الصحيحة لجميع الاسهم هي واحد عدد صحيح بالواقع. فاذا قُدرت 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 البيت المقدرة التي تفوق الواحد الصحيح مرجعها ببساطة اخطاء المعاينة الموجبة. اما التي هي دون الواحد الصحيح فمرجعها اخطاء المعاينة السالبة. فضلا عن ذلك وطالما انه ليس هناك من سبب للتشكيك بان خطأ المعاينة الموجب للسهم سيكون متبوعا بخطأ معاينة موجب لنفس السهم فسيتم بان قيم البيت التاريخية تؤدي دورا "سينا" في التنبؤ بقيم البيت المستقبلية مقارنة بما تؤدي بيتا الواحد الصحيح لجميع الاسهم. والان لنفترض ان لكل سهم بيتا مختلفة. وبالنتيجة فان البيت 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 منخفض جدا، فان هذا سيزيد من احتمالية خطأ المعاينة السالب. واذا كان هذا السيناريو صحيحا، فينبغي ايجاد البيت التي تقترب، على المتوسط، من الواحد الصحيح في المدد الزمنية المتعاقبة. بالتالي فان قيم البيت 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 البيت في مدة التنبؤ لتكون اقرب للواحد الصحيح من تقديرات البيت 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

ما تقدم 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) (VanHorne, 2004: 65).

1.3.5.3 قياس نزعة قيم البيت للتحرك صوب الواحد الصحيح : اسلوب بلوم (Blume)

طالما ان لقيم البيت في مدة التنبؤ نزعة لتكون اقرب للواحد الصحيح من قيم البيت المقدرة باستخدام البيانات التاريخية، فان الخطوة التالية هي محاولة تعديل قيم البيت التاريخية لتجسد هذه النزعة. وقد كان بلوم اول من اقترح اسلوبا للقيام بذلك. فقد قام بتصحيح قيم البيت 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 (1948-1954) ومن ثم قام بحساب قيم بيتا نفس الاسهم للمدة (1955-

(1961). بعد ذلك قام بحدر قيم بيتا المدة الثانية على قيم بيتا المدة الاولى وتوصل للخط الذي يقيس نزعة البيتة المقدرة لتكون اقرب للواحد الصحيح من قيم البيتة 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 (1955-1961) وان (Bi1) هي بيتا السهم (i) للمدة الاولى (1948-1954). والعلاقة تشير ضمناً بان قيم البيتة في المدة الثانية هي $(0.343) + (0.677) \times$ بيتا المدة الاولى. فاذا كانت هناك رغبة للتنبؤ ببيتا اي سهم للمدة (1962-1968) فيتم حساب (باستخدام تحليل الانحدار) بيتا هذا السهم للسنوات (1955-1961). ولغرض تحديد المقدار الواجب ان تعدل به هذه البيتة فستعوض محل (Bi1) في المعادلة اعلاه. ومن ثم تحسب (Bi2) بالمعادلة وتستخدم بوصفها القيمة التنبؤية. ولملاحظة تأثير ذلك على بيتا اي سهم سناخذ الايضاح الاتي. اذا كانت $(2=1Bi)$ فان القيمة التنبؤية للبيتة ستكون $(1.697) = 2(0.677+0.343)$ وليس (2). واذا كانت $(Bi1=0.5)$ فان القيمة التنبؤية ستكون $(0.682) = 0.5(0.677+0.343)$ وليس (0.5). فالمعادلة تخفض القيم العالية للبيتة وترفع قيمها المنخفضة. وهناك خاصية اخرى يجب ملاحظتها في هذه المعادلة. فهي تعدل المستوى المتوسط لقيم بيتا مجتمع الاسهم. فطالما انها تقيس العلاقة بين قيم البيتة خلال مدتان، فاذا ازداد متوسط البيتة خلال هاتان المدتان، فهي تفترض بان متوسط قيم البيتة سيزداد خلال المدة التالية. ومالم يكن هناك سبب للتشكيك بالانحراف المستمر بالبيتة فان هذه ستكون خاصية غير مرغوبة. واذا لم يكن هناك سبب لتوقع استمرار هذا الاتجاه بمتوسط البيتة فان التقديرات بالامكان تحسينها عبر تعديل قيم البيتة المتنبأ بها بحيث ان متوسطها يكون نفس المتوسط التاريخي. ولغرض التركيز اكثر على هذه النقطة لناخذ مثلاً. افترض انه في تقدير معادلة بلوم وجد بان متوسط البيتة في المدة (1948-1954) كان واحد عدد صحيح وان متوسط البيتة خلال المدة (1955-1961) كان (1.02). هذان الرقمان ينسجمان مع نتائجه. الان ولغرض تحديد ما يجب ان يكون عليه متوسط البيتة المتنبأ بها للمدة (1962-1968) فسنعوض (1.02) في الجانب الايمن من معادلة التقدير. والاجابة ستكون (1.033). وكما اشير اعلاه فان اسلوب بلوم يفرض الى استقرار مستمر للاتجاه الصاعد بالبيتة 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 البيتة المتنبأ بها ليكون متوسطها نفس المتوسط التاريخي. وهذا ينطوي على طرح ثابت من جميع قيم البيتة بعد تعديلها باتجاه متوسطها. وفي المثال فان هذا يتحقق عبر طرح (1.033) من كل تنبؤ من تنبؤات البيتة وازافة (1.02).

2.3.5.3 قياس نزعة البيتة باتجاه الواحد الصحيح : اسلوب فازيك (Vasicek)

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

لن يكون من المرغوب تعديل جميع الاسهم بنفس المقدار باتجاه المتوسط، وعضواً عن ذلك فان التعديل يعتمد على حجم اللاتاكد (خطأ المعاينة) حول البيتا. فكلما كبر خطأ المعاينة، كلما 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 (l) والبيتا التاريخية للورقة (i). ولنفترض ان () هو التباين بتوزيع التقديرات التاريخية للبيتا لكل عينة الاسهم. وهذا هو مقياس التباين بالبيتا لكل عينة الاسهم محل الاهتمام. ولنفترض بان () هو مربع الخطأ المعياري بتقدير بيتا الورقة (i) المقاس في المدة الزمنية (I). وهذا هو مقياس اللاتاكد المصاحب لمقياس بيتا الورقة الفردية. وقد اقترح فازكيك الاوزان الاتية:

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

هذا الاجراء الموزون يعَدل 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 لا يتنبأ 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، مرتبطاً ارتباطاً عكسياً بالخطأ المعياري لبيتا السهم. وطالما 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 ستخفف 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 ستخفف بشكل مستمر فان تقدير البيتا يمكن ان يحسن اكثر عبر تعديل كل قيم البيتا للاعلى بحيث يكون متوسطها مساوي لمتوسطها في المدة التاريخية.

3.6.3. دلة البيتا المعَدلة :

سيناقش هذا الجزء جودة عمل اسلوبي بلوم وبيشن بوصفهما اسلوبين للتنبؤ بالمقارنة مع قيم البيتا غير المعَدلة. فقد اختبر (Martin, 1975 & Klemkosky) قدرة هذين الاسلوبين على التنبؤ خلال ثلاث مدد طول 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 (Martin & Klemkosky) 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 لا يفسره

اي من التاثيرين السابقين.وكما هو متوقع،حينما جرت مقارنة الاسلوبين مع قيم البيتا غير المعدلة فتقريباً 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 نموذج المؤشر الواحد) يمكن التعبير عنها كدالة للبيتا وكالاتي(Mayo,2000:189):

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 للشركة قام بها (Beaver,et.al.,1970).فقد اختبروا العلاقة بين سبعة متغيرات للشركة وبين بيتا سهم الشركة.والمتمغيرات السبعة 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 غالباً ماتسمى ببيتا الارباح)

التدقيق بعلاقة هذه المتغيرات سيقود الى توقع علاقة عكسية بين نسبة المقسوم والبيتا بظل الرأيين الاتيين:
ان معارضة الادارة لخفض توزيعات الارباح اكثر من معارضتها لزيادة نسبة التوزيع العالية هي مؤشر على ثقة الادارة بمستوى الارباح المستقبلية.
ان 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 ما يعتقد 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.

المتغير	الجدول (6) الارتباط بين المقاييس المحاسبية للمخاطرة وبيتا السوق	
	المدة 1 (1956-1947)	المدة 2 (1965-1957)
	محفظه مكونة من سهم واحد	محفظه مكونة من خمسة اسهم
نسبة التوزيع	0.50-	0.24-
النمو	0.23	0.07
الرافعة	0.23	0.56
السيولة	0.13-	0.01-
الحجم	0.07-	0.30-
تغيرية الارباح	0.58	0.62
بيتا الارباح	0.39	0.46

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

$$Bi = a + 1x_1a_1 + 2x_2a_2 + \dots + x_n a_n + \dots + ei \quad (13)$$

حيث 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. وعوضا عن مناقشة القائمة الطويلة من المتغيرات التي استعملت لتوليد البيتا الاساس، سنناقش هنا نقاط القوة والضعف النسبية للبيتا الاساس والبيتا التاريخية فضلا عن النظام الذي اقترحه (Rosenberg, 1973, 1976) 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 شهرا واحدا 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 طالما انها 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 بنفس طريقة تغير بيتا (GM).

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

$$(14) \dots 46x_{46a} + 8x_{8a} + 7x_{7a} + \dots + 3x_{3a} + 2x_{2a} + 1x_{1a} + 0Bi = a$$

اذ ان :

1x : تمثل (14) وصفاً لتغيرية السوق. وهذه الاوصاف الاربعة عشر تضم القيم التاريخية للبيتا فضلاً عن الخصائص السوقية الاخرى للسهم مثل تداول السهم والحجم والمدى السعري للسهم.

2x : تمثل (7) اوصاف لتغيرية الارباح. وهي تضم مقاييس تغيرية الارباح، بيتا الارباح ومقاييس عدم القدرة على التنبؤ بالارباح مثل مقدار الارباح الاستثنائية المعلنة.

3x : تمثل (8) اوصاف للتقييم غير الناجح والمنخفض. وتضم النمو بالارباح ونسبة القيمة الدفترية الى سعر السهم والقوة النسبية والمؤشرات الاخرى للنجاح.

4x : تمثل (9) اوصاف لعدم النضج الصغر. وتضم مجموع الموجودات والحصة السوقية والمؤشرات الاخرى للحجم والعمر.

5x : تمثل (9) اوصاف لاتجاه النمو. وهي تضم عائد المقسوم ونسبة P/E والمقاييس الاخرى للنمو التاريخي والمتحقق.

6x : تمثل (9) اوصاف للمخاطرة المالية. وتضم مقاييس الرافعة وتغطية الفائدة والسيولة.

7x : تمثل (6) اوصاف لخصائص الشركة. وهي تضم مؤشرات ادراج الاسهم والانواع الواسعة للاعمال.

8x لغاية 46x 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 النموذج متعدد المعلمات. وسبب الانتقال لهذا النموذج المعقد هو تحسين القدرة التنبؤية. وعلى الرغم من ان النموذج حديث جدا ولم يخضع للاختبار المكثف الا ان الاختبار الاول لطروحات (Rosenberg & Marathe, 1979) اشار بان النموذج الذي يشتمل على بيانات اساس وقيم بيتا تاريخية يفضي الى تقديرات

أفضل لقيم البيتا المستقبلية مقارنة باستعمال اي نوع من التقدير يستند لاحدهما. لكن مع ذلك لا يبدو انه من المحتمل ان يكون المحللون قادرون على تحليل المتغيرات الـ(101) المستخدمة في نظام (Rosenberg). لذلك استخدمت نماذج أبسط تستخدم عدداً اصغر بكثير من المتغيرات ومنها نموذج المؤشر الواحد (Elton & Gruber, 1995:151).

4. الجانب التطبيقي للبحث :

1.4 تقدير نموذج المؤشر الواحد :

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

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

ت	السهم	الفا	ت	السهم	الفا	ت	السهم	الفا	ت	السهم	الفا
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	الخطابة الحديثة	-0.009	32	الدرجات	0.008
3	المصرف الاسلامي	-0.011	13	الخبر 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	البيادية	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

ولطالما ان سوق العراق للاوراق المالية لايسمح بالبيع القصير فلا بد 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 نموذج المؤشر الواحد لجميع الاسهم الفردية ذات الالفا الموجبة فضلاً عن مؤشر السوق. ولبيان الية التقدير سنناقش تحليلاً حالة احدى شركات العينة وهي الشركة الوطنية للاستثمارات السياحية

لايضاح تفاصيل عملية التقدير ومتغيراتها. ويعرض الجدول (8) نتائج تقدير معادلة نموذج المؤشر الواحد لسهم هذه الشركة.

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

R	0.595
R ²	0.354
Adjusted R ²	0.34
Std. Error	0.118
	3

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 لنموذج المؤشر الواحد لسهم الشركة الوطنية للاستثمارات السياحية:

عند تفحص الجزء العلوي من الجدول (8) يلاحظ بان ارتباط السهم مع مؤشر السوق (ISX) هو (0.595) ما يؤكد بان السهم يتعقب التغيرات بعوائد المؤشر بقوة جيدة. معامل التحديد (R^2) البالغ (0.354) يشير بان التغير في عوائد المؤشر يفسر حوالي (35%) من التغير في سلسلة عوائد السهم. معامل التحديد المعدل (الذي هو اصغر قليلا) يصحح التحيز باتجاه الارتفاع في معامل التحديد الاصيلي 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 لنموذج 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 (MS) للعمود (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 يكافئ الانحراف المعياري الشهري البالغ (14.64%). وحينما نحوله الى سنوي فالتباين نحصل على انحراف معياري سنوي قدره (50.72%). ويلاحظ بان معامل التحديد (نسبة مفسر من التباين الكلي) يساوي (SS) الانحدار المفسر رقسمة الكلي.

3.1.4 تقدير الالفا :

عند التحرك للجزء السفلي من الجدول (8) ، يتبين ان حد التقاطع ($0.1=0.001$ % 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. والفكرة هي انه اذا كانت القيمة الحقيقية الفعلية صفرا، فانه من غير المحتمل مشاهدة قيم مقدرة تبتعد كثيرا (الكثير من الاخطاء المعيارية) عن الصفر. وبالتالي فان احصاءة (t) الكبيرة تشير ضمنا "لاحتمالات منخفضة بان تكون القيمة الحقيقية صفرا". وفي حالة الالفا، نحن نهتم بصافي تأثير تحركات السوق على 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 كالآتي:

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) حوالي (2). مخرجات الانحدار اظهرت بان احصاءة (t) لالفا سهم الوطنية للاستثمارات هي (0.971) مايدل بان التقدير لا يختلف معنويا "عن الصفر. بمعنى انه ليس بمقدورنا رفض الفرضية القائلة بان القيمة الحقيقية للالفا تساوي صفر.

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 وخطأها 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 $(m=0.509 * 59.306 = 30.18\% \sigma_{Bi})$ وهي نتيجة شائعة للاسهم الفردية وتؤكد اهمية التنوع. بضوء كل ماتقدم جرى تحليل تقدير نموذج المؤشر الواحد لجميع الاسهم الثمانية عشر بنفس الاسلوب والنتائج ظاهرة في الجدول (9).

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

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

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

2.4 بناء المحفظة الخطرة المثلى بظل نموذج 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 جزئين، محفظة مؤشر السوق الخاملة (ISX) ويوزن يبلغ (31%) بالمحفظة المثلى الكلية، والمحفظة الخطرة النشطة (A) المكونة من اسهم عينة البحث ويوزن (69%) ما يؤكد ان المحفظة الخطرة المثلى الكلية اعتمدت بدرجة اكبر في توزيعها 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%) ما يؤكد 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 نموذج المؤشر الواحد بالمقارنة مع ذلك المعقد والمطول لنموذج 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 تؤكد نتائج الجدول من جانب ثالث بان استخدام اجراء الامثلية الذي يقترحه نموذج المؤشر الواحد يسمح باعتماد الادارة النشطة للمحفظة المتفوقة في ادائها على الادارة الخاملة التي يعتمدها الكثير من المستثمرين ومدراء 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 (حوالي 25%) ووزنها بالمحفظة المثلى الكلية هو $(25\% \times 69\% = 17.25\%)$.

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

2							السهم والمحفظة
0.143997	4.97269E-05	9.29155E-05	0.00034533	0.018583	0.034723	0.143997	الونام
0.216002	1.19341E-05	2.22991E-05	5.525E-05	0.007433	0.013889	0.216002	المعمورة
0.324	3.18246E-05	5.94649E-05	9.8224E-05	0.009911	0.018519	0.324	الامين
0.288004	0.000120335	0.000224848	0.00041782	0.020441	0.038194	0.288004	النخبة
0.156001	0.001652419	0.003087573	0.01059234	0.102919	0.192306	0.156001	النقل البري
0.239992	0.00163385	0.003052877	0.00680793	0.08251	0.154172	0.239992	البادية
0.131994	0.000956951	0.00178808	0.00724995	0.085147	0.159098	0.131994	منصور دوانية
0.107998	2.3869E-05	4.45996E-05	0.00022101	0.014867	0.027778	0.107998	السجاد
0.059996	0.003742851	0.006993581	0.06238542	0.249771	0.466701	0.059996	بغداد تغليف

0.191993	5.96734E-06	1.11501E-05	3.1081E-05	0.005575	0.010417	0.191993	الهلال
0.215993	0.000530429	0.000991115	0.00245577	0.049556	0.092596	0.215993	الكيمائية
0.107998	0.000169735	0.000317153	0.00157165	0.039644	0.074076	0.107998	الالكترونية
0.203997	6.87985E-05	0.000128551	0.00033725	0.018364	0.034314	0.203997	الكندي
0.059996	0.000687462	0.001284535	0.01145855	0.107045	0.200015	0.059996	اعمال هندسية
0.203997	0.000742743	0.001387827	0.00364095	0.06034	0.112747	0.203997	الاصباغ
0.299997	6.11039E-05	0.000114174	0.00020368	0.014272	0.026667	0.299997	الدرجات
0.167993	1.70496E-06	3.18574E-06	1.0149E-05	0.003186	0.005953	0.167993	استثمارات سياحية
0.251994	0.003073424	0.005742745	0.01219642	0.110437	0.206354	0.251994	الاسماك
	0.013565128	0.025346673		1	1.868517		
				W_M	W_A	W_A^0	
Sharpe	σ_p	R_p	B_p				
0.645531	0.59306	0.382839	1	0.31182			ISX
0.536938	0.139488	0.074896	0.129427		0.68818	1.716636	النشطة A
0.681228	0.250898	0.170919	0.400889				المحفظة الكلية

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 على مكونات واداء المحفظة الخطرة المثلى جرى تقسيم مدة الدراسة الى مدتين كل واحدة منهما مكونة من خمس وعشرين شهرا، الاولى (يناير 2007 - يناير 2009) والثانية (فبراير 2009 - فبراير 2011). بعد ذلك تم حساب قيم البيتة الشهرية لكل سهم خلال كل مدة من المدتين وبواقع عشرة قيم شهرية لبيتة كل سهم. بعد ذلك تم حذر قيم بيتة المدة الثانية لكل سهم على قيم بيتة المدة الاولى ونتائج معاملات الانحدار ظاهرة في الجدول (11).

الجدول (11) معاملات انحدار قيم بيتة الاسهم عينة البحث خلال المدتان (يناير 2007 - يناير 2009) و (فبراير 2009 - فبراير 2011)

السهم	α	β
الونام	-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
منصور دوانية	0.083644	-0.30947
السجاد	0.077845	0.004023
بغداد تغليف	0.019788	0.258274
الهلال	-0.13786	-0.03113
الكيمائية	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 معاملات الانحدار لجميع الاسهم المكونة لعينة البحث والنتائج ظاهرة نهاية الجدول (11). وبذلك فان معادلة بلوم كانت كالآتي:

$$B2 = 0.104155 - 0.03221 B1$$

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

يلاحظ من الجدول ان تعديل بيتا الاسهم عينة البحث ليس له تأثير على اداء محفظة السوق الخاملة لكنه ترك اثره على وزنها بالمحفظة الخطرة المثلى الكلية كونه احدث تغييرا "بوزن المحفظة النشطة (A). وكما سبق ووضح في الجانب النظري فان (w_A) يعتمد في احد مكوناته على () وطالما ان هذه الاخيرة هي المتوسط الموزون للقيم المعدلة لبيتا الاسهم المكونة للمحفظة النشطة فان تغييرها يفرضي 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) مادي 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 على عائد ومخاطرة واداء (نسبة شارب) المحفظة النشطة وعائد ومخاطرة المحفظة الكلية بالتبعية. لكن الملاحظ ان تأثيرها 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 الالم بتركيبية 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 بتركيبية 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 بالبيتة الكلية للمحفظة النشطة فقط وليس ببيتة كل ورقة فردية.

ما تقدم يؤكد من جانب ان لالفا وليس لبيتة الورقة المالية الدور الالم في ترشيحها للدخول بالمحفظة الخطرة المثلى وهذا ينسجم مع فرضية البحث الثانية، ويؤكد من جانب اخر بان تعديل البيتة يترك اثره على اوزان مكونات المحفظة الخطرة المثلى عبر تأثيره بوزن واداء المحفظة النشطة ويوزن المحفظة الخاملة دون ادائها وهذا ينسجم مع فرضية البحث الرابعة.

الجدول (2) بناء المحفظة الخطرة المثلى بضوء قيم البيتا المعدلة باستخدام اسلوب بلوم

								2	β	السهم والمحفظة
0.002047	4.97269E-05	9.29155E-05	0.00034533	0.018583	0.034723	0.143997	0.110127		الونام	
0.000736	1.19341E-05	2.22991E-05	5.525E-05	0.007433	0.013889	0.216002	0.098981		المعمورة	
0.000978	3.18246E-05	5.94649E-05	9.8224E-05	0.009911	0.018519	0.324	0.098717		الامين	
0.002058	0.000120335	0.000224848	0.00041782	0.020441	0.038194	0.288004	0.10067		النخبة	
0.010512	0.001652419	0.003087573	0.01059234	0.102919	0.192306	0.156001	0.102143		النقل البري	
0.008084	0.00163385	0.003052877	0.00680793	0.08251	0.154172	0.239992	0.097981		البادية	
0.008742	0.000956951	0.00178808	0.00724995	0.085147	0.159098	0.131994	0.102675		منصور دوائية	
0.001511	2.3869E-05	4.45996E-05	0.00022101	0.014867	0.027778	0.107998	0.101626		السجاد	
0.025766	0.003742851	0.006993581	0.06238542	0.249771	0.466701	0.059996	0.10316		بغداد تغليف	
0.00061	5.96734E-06	1.11501E-05	3.1081E-05	0.005575	0.010417	0.191993	0.109458		الهلال	
0.005104	0.000530429	0.000991115	0.00245577	0.049556	0.092596	0.215993	0.102987		الكيمائية	
0.003852	0.000169735	0.000317153	0.00157165	0.039644	0.074076	0.107998	0.097157		الالكترونية	
0.001923	6.87985E-05	0.000128551	0.00033725	0.018364	0.034314	0.203997	0.104725		الكندي	
0.010578	0.000687462	0.001284535	0.01145855	0.107045	0.200015	0.059996	0.098814		اعمال هندسية	
0.006184	0.000742743	0.001387827	0.00364095	0.06034	0.112747	0.203997	0.102482		الاصباغ	
0.001421	6.11039E-05	0.000114174	0.00020368	0.014272	0.026667	0.299997	0.09954		الدراجات	
0.000285	1.70496E-06	3.18574E-06	1.0149E-05	0.003186	0.005953	0.167993	0.089595		استثمارات سياحية	
0.011244	0.003073424	0.005742745	0.01219642	0.110437	0.206354	0.251994	0.101816		الاسماك	
	0.013565128	0.025346673		1	1.868517					
Sharpe	σ_p	R_p	B_p	W_M^*	W_A^*	W_A^0				
0.645531	0.59306	0.382839	1	0.324735					ISX	
0.489976	0.131142	0.064257	0.101635		0.675265	1.716636			النشطة A	
0.681228	0.24619	0.167711	0.393365						المحفظة الكلية	

5. الاستنتاجات والتوصيات

1.5 الاستنتاجات

1. يسمح نموذج المؤشر الواحد بحل مشكلة اختيار المحفظة الخطرة المثلى بشكل واضح وبسيط ومباشر كما يقدم فكرة واضحة عن طبيعة الحل بخلاف ذلك الذي يقدمه نموذج ماركويتز.
2. ان محفظة المؤشر الخاملة تكون محفظة كفاءة 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 إذا كان لجميع الأوراق المالية قيم الفا صفيرية، فإن الوزن الامثل بالمحفظة النشطة سيكون صفرا"، والوزن بمحفظة المؤشر سيكون الواحد الصحيح. لكن حينما يكشف تحليل الأوراق المالية اوراقها علاوات مخاطرة لاسوقية (الفا ليست صفيرية) فإن محفظة المؤشر لن تعد كفاءة.

3. يتيح نموذج المؤشر امكانية الاستفادة من التحليل العلمي الهادف للأوراق المالية الذي يوفر فرصة الكشف المسبق عن الأوراق المالية ذات قيم الالفا غير الصفيرية واتخاذ مراكز مختلفة بها وبحسب اشارة الالفا خاصتها. إذ يؤكد النموذج ضرورة اتخاذ مراكز طويلة بالأوراق ذات الالفا الموجبة واتخاذ مراكز قصيرة (إذا كان مسموحاً بها) بالأوراق ذات الالفا السالبة. وبالتالي فهو يستعين بالتحليل المالي لتحديد هوية الأوراق المتعين ادخالها او استبعادها (إذا كان البيع القصير ممنوعاً) 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 الأوراق المالية (الالفا) بالمقارنة مع المخاطرة الخاصة التي سيتم تحملها عند المبالغة او الالباس في تقدير وزن الأوراق المالية نسبة لمحفظة مؤشر السوق الخاملة. ما يؤكد انه ولغرض تعظيم نسبة شارب المحفظة المثلى الكلية ينبغي تعظيم نسبة معلومات المحفظة النشطة.

5. تعظيم نسبة معلومات المحفظة النشطة يتم إذا ماتم الاستثمار بكل ورقة مالية بما يتناسب ونسبتها المتمثلة بـ(). وبالتالي يكشف نموذج المؤشر الواحد عن الدور المركزي لنسبة المعلومات في الاستغلال الكفاء لميزة تحليل الأوراق المالية.

6. اظهرت نتائج تحليل الأوراق المالية باستخدام نموذج المؤشر الواحد بان المخاطرة الخاصة لكل سهم كبيرة بدرجة عالية حتى انها فاقت المخاطرة العامة في عدد من الاسهم ما يؤكد اهمية التنوع.

7. اكدت نتائج التحليل التطبيقي على كم وكيف التبسيط الذي احده نموذج المؤشر الواحد على مدخلات بناء المحفظة الخطرة المثلى لماركويترز. إذ ان عدد المدخلات الضرورية للبناء بضوء عينة البحث وبظل نموذج المؤشر هو (56) وكل المدخلات مألوفة ويسيرة الحساب والتقدير بينما عدد المدخلات الضرورية بظل مدخل ماركويترز هو (189) وهي صعبة المنال خصوصاً " مصفوفة التباين المشترك ناهيك عن تبسيط بالغ في اجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى وخصوصاً في تحديد مكونات المحفظة واوزانها، المعضلة المعقدة التي لا يمكن حلها الا بالبرمجة التريبيعية بظل مدخل ماركويترز وهذا ينسجم مع فرضية البحث الاولى.

8. اسفرت نتائج بناء المحفظة الخطرة المثلى بالاستناد لاجراء الامثلية المقترح بمقتضى نموذج المؤشر الواحد عن ان المحفظة الخطرة المثلى الكلية مكونة من جزئين، محفظة مؤشر السوق الخاملة (ISX) ويوزن ببلغ (31%) ، والمحفظة الخطرة النشطة (A) المكونة من اسهم عينة البحث ويوزن (69%) ما يؤكد ان المحفظة الخطرة المثلى الكلية اعتمدت بدرجة اكبر في توزيعها على الجزء النشط المعتمد على التحليل العلمي الفاعل للأوراق 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%) تمخضاً عن نسبة شارب قدرها (68.1%) ما يؤكد 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 نموذج المؤشر الواحد بالمقارنة مع ذلك المعقد والمطول لنموذج 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 الالفا 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 نموذج المؤشر الواحد يسمح باعتماد الادارة النشطة للمحفظة المتفوقة في ادائها على الادارة الخاملة التي يعتمدها الكثير من المستثمرين ومدراء 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 على وزنها بالمحفظة الخطرة المثلى الكلية كونه احدث تغييرا بوزن المحفظة النشطة (A). وذلك لان (W_a) يعتمد في احد مكوناته على () وظالما ان هذه الاخيرة هي المتوسط الموزون للقيم المعادلة لبيتا الاسهم المكونة للمحفظة النشطة فان تغييرها 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) مادي 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 على عائد ومخاطرة واداء (نسبة شارب) المحفظة النشطة وعائد ومخاطرة المحفظة الكلية بالتبعية. لكن الملاحظ ان تأثيرها في عائد ومخاطرة المحفظة النشطة من جانب وفي وزنها بالمحفظة الكلية من جانب اخر كان متكافئا" ما افضى 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 الالفا 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 الداخلة 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 احد ذاتها لاسيئة ولا حسنة فهي تؤثر بشكل متزامن ومتكافئ بكل من مخاطرة وعائد السهم ما يدعوا الى ضرورة الاهتمام بالبيتا الكلية للمحفظة النشطة فقط وليس ببيتا كل ورقة فردية.

ما تقدم يؤكد من جانب ان لالفا وليس لبيتا الورقة المالية الدور الالفا في ترشيحها للدخول بالمحفظة الخطرة المثلى وهذا ينسجم مع فرضية البحث الثانية، ويؤكد من جانب اخر بان تعديل البيتة يترك اثره على اوزان مكونات المحفظة الخطرة المثلى عبر تأثيره بوزن واداء المحفظة النشطة وبيوزن المحفظة الخاملة دون ادائها وهذا ينسجم مع فرضية البحث الرابعة.

2.5 التوصيات :

1. ضرورة اعتماد المستثمرين المتعاملين في سوق العراق للاوراق المالية على النموذج الاوسع استخداما في تبسيط بناء المحفظة المثلى لماركويترز الا وهو نموذج المؤشر الواحد واتباع افضل الاساليب في تقدير وتعديل معلماته وخصوصا " البيتا .
2. عقد الدورات والندوات لطرح ومناقشة الاسس الفلسفية والرياضية لاجراءات بناء المحفظة الخطرة المثلى بظل كل من النموذجين (ماركويترز 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 ببر امج تدريبية لمناقشة اهمية اعتماد الادارة الحديثة للمحافظ الاستثمارية التي تستند لمدخل 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 معلومات النموذج 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 ومدراء 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.

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, Richard 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, 3rd 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 Financial Management, N.Y.: McGraw-Hill/Irwin, 2008.
13. Sharpe, William F. and Gordon J. Alexander, Investments, 4th ed., N.J.: Prentice-Hall, 1990.
14. VanHorne, James C., Financial Management and Policy, 12th ed., New Delhi: Prentice-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, (September-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).
25. Thampson, Donald, Sources of Systematic Risk in Common Stocks, Journal of Business, 40, No. 2 (April 1978).
26. Vasicek, Oldrich, A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas, Journal of finance, VIII, No. 5 (Dec. 1973).