وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة محمد بوضياف -المسيلة-
كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير
قسم العلوم الاقتصادية

مطبوعة مقياس :

اقتصاد قياسي مالي

محاضرات مدعمة بأمثلة محلولة باستخدام برنامج EViews.4

سنة أولى ماستر
مالية ونقود

الدكتور : عماري زهير

الفهرس المختصر

فهرس المحتويات

مقدمة

تقدم هذه المطبوعة مجموعة من المحاضرات والتمارين المحلولة لمقياس الاقتصاد القياسي المالي، لطلبة السنة الأولى ماستر تخصص نقود ومالية، حيث اعتمدت البساطة والوضوح في إخراج هذه المادة مدعما بذلك بأمثلة تطبيقية محلولة، آخذاً بعين الاعتبار مدة ثلاثة عشر أسبوع (سداسي) في تلقي هذه المادة (محاضرات وتطبيقات)، بعيداً عن البراهين الرياضية والمعادلات الرياضية المعقدة التي تثقل كاهل الطالب غير المتخصص في الرياضيات، لا سيما وأن هذا المقياس موجه لطلبة غير متخصصين في الاقتصاد القياسي، ومن ثم فإن الهدف من هذه المطبوعة هو إتقان الطالب أدوات الاقتصاد القياسي كمدخل لاستخدامه كأداة ومنهجية في اتخاذ القرار وتحليل الأسواق المالية، والاستعانة به في انجاز البحوث العلمية التطبيقية خاصة منها مذكرات التخرج، طبعاً دون إغفال الجانب التخصصي للطالب، حيث تم تقسيم المطبوعة إلى ثلاث فصول أساسية، الفصل الأول يتناول الإطار المفاهيمي للاقتصاد القياسي حتى نشكل خلفية نظرية للمقياس تسهل للطالب الولوج إلى الفصل الثاني الموسوم بـ تحليل الانحدار الخطي البسيط، وقد ركزنا على هذا النموذج نظراً لحاجة الطالب المتخصص في المالية له، على اعتبار أن نموذج تسعير الأصول المالية يعتمد بشكل كبير على الانحدار الخطي البسيط، حيث تناولنا الفرضيات الأساسية له، وطرق تقدير النموذج وخصائص الطريقة المقدرة، وتوزيع المعاينة للمقدرات والتقدير المجالي للمعالم واختبار الفرضيات، كما ركزنا في المشاكل القياسية التي يعاني منها النموذج على مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء وكيفية اختبارها؛ أما الفصل الأخير الموسوم بـ الدراسة التطبيقية لنموذج تسعير الأصول المالية فقد تم تناول ثلاث نماذج أساسية له وهي: العلاقة بين درجة التنويع والمخاطرة، العلاقة بين العائد والمخاطر، العلاقة بين مخاطر الأصل ومخاطرة السوق، مستخدما بذلك نموذج الانحدار الخطي البسيط.

وقد تم الاستعانة ببرنامج EViews.4 وشرح مخرجاته ومقارنة نتائجه مع النتائج المحسوبة، حيث خصص ملحقا لشرح كيفية استخدام هذا البرنامج للطلبة، وذلك كأداة مساعدة ومختصرة وسهلة للولوج إلى النتائج وكيفية قراءتها في أسرع وقت ممكن، واستخدامها في البحوث التطبيقية لا سيما منها مذكرات التخرج والتي تعتمد على الدراسات القياسية في دراسة الحالة.

في الأخير أرجو من باحثين وخبراء وطلبة متخصصين أن لا يبخلوا علينا بتزويدنا بالملاحظات التي يمكن من خلالها التصحيح والتقويم لهذه المطبوعة، وأملنا في المستقبل هو إخراج هذه المطبوعة على شكل كتاب ليكون مرجعا علميا إضافيا في جامعتنا خصوصا والمكتبة الجامعية الجزائرية عموما لطلبتنا في كلية العلوم الاقتصادية والتسيير والعلوم التجارية.

1-1) تعريف الاقتصاد القياسي

لقد أستخدم لفظ اقتصاد قياسي لأول مرة عام 1926، ويرجع الفضل في ذلك للاقتصادي Ranger Frisch. وهناك من يؤرخ لمولد الاقتصاد القياسي بفترة الثلاثينات من القرن التاسع عشر حيث استخدم الاقتصادي كورنو التحليل الكمي في أبحاثه بطريقة منظمة منذ تلك الفترة. ويعتبر بذلك كورنو أبو الاقتصاد القياسي[1]. منذ ذلك الوقت أصبح الطابع الكمي للعلاقات الاقتصادية محل اهتمام الاقتصاديين في محاولة تطوير أساليب البحث العلمي وخلق فرع جديد يهتم بالقياس الميداني للعلاقات الاقتصادية[2]، وجعل النتائج كأرضية اتخاذ القرار الملائم[3]، فقد عرف كل من (سام ولسون وتوماس وتسوون)[4]:‹ الاقتصاد القياسي هو فرع من فروع علم الاقتصاد يستخدم التحليل الكمي للظواهر الاقتصادية الواقعية المبنية على أساس التماسك بين النظرية والمشاهدة متخذا في ذلك أساليب الاستقراء الملائمة›.

كما يعرفه جول برجر[5]« الاقتصاد القياسي هو العلم الذي يستخدم النظرية الاقتصادية والرياضيات ووسائل الاستقراء الإحصائي لتحليل الظواهر الاقتصادية» وحسب Maddopa «على أنه تطبيق طرق الإحصاء والرياضيات في التحليل المعطيات الاقتصادية بهدف التأكد الميداني من النظريات الاقتصادية، ومن ثم قبولها أو رفضها ».

لعل هذا الشيء الذي جعل أحد رواد الفكر القياسي"J.Tinbergin" إلى القول التالي:‹ إن صاحب القياس الاقتصادي يجب أن يكون ماهرا في ثلاث مجالات: له خلفية عن النظرية الاقتصادية كما يجب أن يكون رياضيا، وكذلك إحصائيا....›.

وبصورة أكثر تفصيلا يعرف الاقتصاد القياسي بأنه فرع المعرفة الذي يهتم بقياس العلاقات الاقتصادية من خلال بيانات واقعية، بغرض اختبار مدى صحة هذه العلاقات كما تقدمها النظرية، أو تفسير بعض الظواهر، أو رسم بعض السياسات، أو التنبؤ ببعض المتغيرات الاقتصادية.

على أية حال فإن الاقتصاد القياسي هو من ناحية علم ومن ناحية أخرى فن إذ أن الحدس والحكم الجيد للباحث يلعبان غالبا دورا حاسما[6].

ويمكن التمييز بين فرعين لعلم الاقتصاد القياسي هما: الاقتصاد القياسي النظري، والاقتصاد القياسي التطبيقي[7].

1 – **عبد القادر محمد عبد القادر عطية**، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، (ط 2، الإسكندرية : الدار الجامعية، 2000)، ص03.

2– **داديان**، النماذج الاقتصادية العالمية، تعريب: علي محمد تقي القزويني، (الجزائر : OPU ، 1992)، ص49.

3– **عباس السيد**، الاقتصاد القياسي، (مصر : دار الجامعات المصرية، دون تاريخ)، ص16.

4– **عصام عزيز الشريف**، مقدمة في الاقتصاد القياسي، (ط2، الجزائر:OPU، 1981)، ص7.

5– **محمد خزاز**، محاضرات في الاقتصاد القياسي، (الجزائر: مطبوعات جامعة منتوري قسنطينة، 2000)، ص ب.

6– **دومينيك سلفاتور**، نظريات ومسائل في الإحصاء والاقتصاد القياسي، (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، دون تاريخ)، ص10.

7– **سمير محمد عبد العزيز**، الاقتصاد القياسي مدخل في إتخاذ القرارات، (مصر، الإسكندرية : مكتبة الإشعاع، 1997)، ص26.

أ) **الاقتصاد القياسي النظري** : هو ذلك الفرع من علم الاقتصاد القياسي الذي يهتم بتنمية وتطوير الطرق والأساليب الإحصائية في مجال قياس العلاقات الاقتصادية أو التفسير والتنبؤ بسلوك الظواهر الاقتصادية أو اتخاذ القرارات الاقتصادية وبعبارة موجزة يتمثل الاقتصاد القياسي النظري في الطرق والأساليب لهذا العلم.

ب) **الاقتصاد القياسي التطبيقي** : هو ذلك الفرع من علم الاقتصاد الذي تطبق فيه أساليب الاقتصاد القياسي في مجال محدد من مجالات النظرية الاقتصادية مثل الطلب والعرض والإنتاج والاستهلاك والادخار والاستثمار...الخ، والهدف منه هو قياس العلاقات الاقتصادية في مجال من هذه المجالات واختبار مدى الاتفاق بين النظرية والواقع بالإضافة إلى التنبؤات الخاصة بتطور الظاهرة في المستقبل.

1-2) منهاج الاقتصاد القياسي

تتضمن بحوث الاقتصاد القياسي، بصفة عامة، المراحل الثلاثة الآتية[8] :

المرحلة 01 : تحديد النموذج أو الفرض المستخدم في شكل معادلة احتمالية صريحة، مع توقعات نظرية مسبقة عن إشارة وحجم معا لم الدالة؛

المرحلة 02 : جمع بيانات عن متغيرات النموذج وتقدير معاملات الدالة باستخدام أساليب الاقتصاد القياسي المناسبة؛

المرحلة 03 : تقويم المعاملات المقدرة في الدالة باستخدام معايير الاقتصاد والإحصاء والاقتصاد القياسي.

مثال : المرحلة الأولى لبحوث الاقتصاد القياسي في نظرية الاستهلاك تكون بتقديم النظرية في شكل معادلة احتمالية صريحة، مع توقع أن تكون ($b_0>0$) أي أنه عند $y_0=0$ فإن $c>0$ إذ أن المستهلك يسحب من مدخراته أو يقترض لكي يستهلك، وأن $0>b_1>1$. وتتضمن المرحلة الثانية جمع بيانات عن الإنفاق الاستهلاكي والدخل المتاح واستخدامها في تقدير المعادلة ($c=b_0+b_1y_d$) . وتتضمن المرحلة الثالثة في بحوث الاقتصاد القياسي :

1) التأكد عما إذا كانت القيمة المقدرة ($b_0>0$)، والقيمة المقدرة ($0>b_1>1$)؛

2) تحديد ما إذا كانت نسبة (مرضية) من التغير في c يمكن تفسيرها (كنتيجة للتغير في y_d)، وكذلك ما إذا كانت كل من b_0 , b_1 (معنوية إحصائيا عند مستوى معنوية مقبول)؛

3) اختبار ما إذا كانت شروط نموذج الانحدار الأساسي متوافرة، فإذا لم تتوفر، يحدد كيفية إجراء تصحيح نتيجة الخروج على هذه الشروط.

فإذا لم تجتز العلاقة المقدرة هذه الاختبارات، فيجب تعديل العلاقة المفترضة وإعادة التقدير حتى يتم التوصل إلى علاقة استهلاك مقدرة مرضية.

ويمكن اختصار المراحل السابقة وفق المخطط التالي :

[8] - **دومنيك سلفادور**، نظريات ومسائل في الإحصاء والاقتصاد القياسي، مرجع سبق ذكره، ص08.

1-3) أهداف الاقتصاد القياسي

يمكن التعرف على أهداف الاقتصاد القياسي من خلال التعريف السابق له، ويمكن تلخيصها في أربعة أهداف أساسية وهي[9]:

1) اختبار النظرية الاقتصادية.
2) تفسير بعض الظواهر الاقتصادية.
3) رسم أو تقييم السياسات الاقتصادية.
4) التنبؤ بسلوك المتغيرات الاقتصادية.

---

[9]- **عبد القادر محمد عبد القادر عطية**، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، مرجع سبق ذكره، ص 10.

1-3-1) اختبار النظرية الاقتصادية

تعتمد النظرية الاقتصادية في جزء كبير منها على طريقة الاستنباط في التوصل إلى نتائجها، وطريقة الاستنباط تبدأ من افتراضات مبسطة يضعها الباحث بهدف تبسيط الواقع ثم يستنبط منها بالاستدلال المنطقي ما يسمى بالفروض المفسرة، والفروض المفسرة عادة ما تقدم تفسيرا للظواهر الاقتصادية محل البحث، وهناك نوعان من الافتراضات المبسطة: افتراضات سلوكية وافتراضات مقيدة، الافتراض السلوكي هو الافتراض الذي يتعلق بهدف الوحدة الاقتصادية ويسمى سلوكي لأن الهدف هو الذي يحكم السلوك، ومن أمثلته "افتراض أن هدف المستهلك هو تعظيم المنفعة" أو "افتراض أن المنتج هو تعظيم الربح".

أما عن الافتراضات المقيدة فالهدف منها هو عزل أثر العوامل الأخرى التي هي ليست محل البحث أو تثبيتها. فإذا أراد الباحث تحديد العلاقة بين كمية الإنتاج الزراعي واليد العاملة، فإنه يقوم بوضع بعض الافتراضات المقيدة التي تعزل أثر العوامل المؤثرة في كمية الإنتاج الزراعي مثل: افتراض ثبات مساحة الأرض المخصصة للزراعة. وباستخدام الافتراضات المبسطة بنوعيها يمكن استنباط فرضا مفسرا للظاهرة محل البحث.

فعلى سبيل المثال يمكن استنباط فرضا مفسرا بشأن العلاقة بين كمية الإنتاج واليد العاملة من خلال الافتراضات المبسطة لنظرية الإنتاج. فإذا افترضنا أن هدف المنتج هو تعظيم الربح (افتراض سلوكي)، وافترضنا أن العوامل المؤثرة في الإنتاج غير اليد العاملة ثابتة (افتراض مقيد) فإننا نستنبط من ذلك فرضا مفسرا مؤداه أنه "كلما زاد عدد العمال كلما اندفع المنتج نحو زيادة الإنتاج وذلك لتعظيم الربح". ويلاحظ هنا أن هذا الفرض المفسر يحتمل الصواب كما يحتمل الخطأ، وذلك وفقا لمدى صحة الافتراضات المبسطة التي تم استنباطه منها. وللحكم على مدى صحة هذا الفرض يجب أن نلجأ للواقع ونقيس العلاقة بين كمية الإنتاج واليد العاملة ونحدد ما إذا كانت طردية كما توضح النظرية أم غير ذلك. والاقتصاد القياسي يقوم بمهمة القياس تلك بغرض اختبار مدى صحة النظرية الاقتصادية. ويوجد في هذا الصدد احتمالين[10]:

أ- أن تتفق النظرية مع الواقع وفي هذه الحالة نقبل النظرية على أنها صحيحة في ظل الظروف الراهنة.

ب- أن تتعارض النظرية مع الواقع وفي هذه الحالة إما أن نرفض النظرية في صورتها القديمة أو نعدلها ثم نعيد اختبارها من جديد.

2-3-1) تفسير بعض الظواهر الاقتصادية

يعتقد البعض طالما أن مهمة الاقتصاد القياسي تتلخص في قياس العلاقات الاقتصادية بغرض اختبارها، فإن القياس لا يمكن أن يتم إلا بناءا على نظرية، حيث أن هذه الأخيرة هي التي تقدم العلاقات التي يمكن قياسها. وفقا لهذا الرأي فإنه لا يوجد هناك قياس بدون نظرية، ومن ثمة فإن مهمة النظرية الاقتصادية تأتي قبل مهمة الاقتصاد القياسي ويعرف مؤيدو هذا الرأي بأصحاب مدخل الاستنباط أو مدخل القياس بنظرية.

ولكن هناك فريقا آخر يرى أن وجود نظرية أولا ليس شرطا ضروريا حتى تتم عملية القياس. فعملية القياس يمكن أن تتم أولا ومنها يمكن التوصل إلى نظرية جديدة تفسر الظواهر الاقتصادية. ويعرف هذا الفريق بأصحاب مدخل الاستقراء أو القياس بدون نظرية، وفي هذه الحالة يقوم الباحث بقياس العلاقة بين المتغير التابع وعدد من المتغيرات المستقلة التي يعتقد أنها تؤثر في المتغير التابع ثم يسقط المتغيرات المستقلة التي يوضح القياس أن أثرها على المتغير التابع غير معنوي أو لا يختلف جوهريا عن الصفر.

ولقد تعرض مدخل القياس بدون نظرية لعدد من الانتقادات أهمها:

---

[10] - **سمير محمد عبد العزيز**، مرجع سبق ذكره، ص28 .

☑ في حين يوفر أسلوب القياس بنظرية الوقت عند القياس، حيث تحدد النظرية للباحث المتغيرات التي يتعين جمع بيانات بشأنها والعلاقة التي تحتاج إلى قياس، فإن أسلوب القياس بدون نظرية يحتاج إلى جهد ووقت كبيرين قبل أن يصل لفرض يفسر الظاهرة. ففيه يجمع الباحث بيانات عن عدد كبير جدا من المتغيرات المستقلة التي يعتقد أنها تؤثر على المتغير التابع، وفي النهاية يستبعد المتغيرات ذات الأثر غير الجوهري ويستبقي المتغيرات ذات الأثر الجوهري على أن ينسب إليها التغير في المتغير التابع، فالباحث في هذه الحالة لا يعرف على وجه التحديد المتغيرات التي يجب أن يجمع عنها بيانات.

☑ بالإضافة إلى ما سبق فإن عملية القياس الإحصائي وحدها قد توصلنا إلى نتائج ليس لها أي مدلول فوجود ارتباط قوي بين متغيرين لا يعني بالضرورة أن التغير في أحدهما كان سببا في التغير في الأخر. فلقد اتضح مثلا أن معامل الارتباط بين عدد الأطفال وعدد نوع معين من الطيور خلال فترة معينة كان موجبا وقريبا من الواحد، وبالطبع فإن هذا الارتباط الإحصائي القوي بين عدد الأطفال وعدد الطيور ليس له أي مدلول أو معنى، ولا يعني أن أحدهما سببا في الأخر.

1-3-3) رسم أو تقييم السياسات الاقتصادية

إن دراسة أي سياسة اقتصادية، يجب أن تمر على ثلاث ميادين رئيسية: الميدان الكيفي، الميدان الكمي والميدان الديناميكي. وكحالة توضيحية، لنعتبر أثر الزيادة في مشتريات الحكومة على سعر الفائدة، هل يرتفع سعر الفائدة أو ينخفض (ميدان كيفي)؟ إذا ارتفع بكم سيرتفع (ميدان كمي)؟ وبأي سرعة سيتغير سعر الفائدة، وما هي المدة الزمنية التي يدوم بها (ميدان ديناميكي)؟

يمكن في الغالب الإجابة على الأساس النظري البحث من أجل بعض الفرضيات المعتمدة، لكن السؤالين الآخرين لهما طبيعة ميدانية ويكون من الضروري الاستعانة بطرق القياس الاقتصادي حتى نتمكن من الإجابة على ذلك[11]، حيث يساعد على تحديد القيم الرقمية لمعاملات العلاقات الاقتصادية، ولا شك أن معرفة هذه القيم يلزم لرسم سياسة اقتصادية سليمة.

1-3-4) التنبؤ بسلوك المتغيرات الاقتصادية

إذا اعتبرنا أن المستقبل القريب هو امتداد للماضي القريب، فمن الممكن استخدام الطرق القياسية في تحديد القيم المتوقعة لبعض المتغيرات الاقتصادية في فترات مقبلة وذلك بالاعتماد على البيانات الواقعية المتاحة عن فترات ماضية. ومثل هذا التنبؤ يساعد على رسم الخطط الاقتصادية الملائمة، كما يمكن صانع القرار من اتخاذ خطوات مبكرة لازمة لنجاح الخطط الاقتصادية في المستقبل. فإذا كان تحقيق هدف الخطة مثلا بعد عشر سنوات يتطلب زيادة إنتاج التمور إلى مستوى L_1 وتمكنا من تحديد الكمية المتوقعة من إنتاج التمور في هذا التاريخ باستخدام الطرق القياسية فكانت على سبيل المثال L_2 واتضح أن $L_2 > L_1$ فلاشك أن هذا سوف يساعد صانع القرار على وضع خطة مبكرة للتوسع في إنتاج التمور بما يكفل سد العجز $(L_2 - L_1)$ حتى يمكن تحقيق هدف الخطة وذلك من خلال دراسة العوامل المؤثرة على إنتاج التمور.

1-4) النموذج الاقتصادي أنواعه ومتطلباته

1-4-1) تعريف النموذج الاقتصادي

نموذج التصرف الاقتصادي يعطينا نظرة مختصرة على العالم الاقتصادي الحقيقي المعقد، إذن هو مفهوم علمي، الغاية منه تبسيط الواقع وذلك بالأخذ بعين الاعتبار الظاهرة الأساسية والملائمة[12]، فعند بناء هذه النماذج يهتم الاقتصاديون بالعوامل التي

---

[11]- **صالح تومي**، مبادئ التحليل الاقتصادي الكلي مع تمارين ومسائل محلولة، (الجزائر : دار أسامة، دون تاريخ)، ص17.

[12]- **محمد شريف إلمان**، محاضرات في النظرية الاقتصادية الكلية، (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 2003)، ج1، ص8.

يرونها أساسية عند دراسة ظاهرة اقتصادية ما. بصفة أكثر دقة يرى *E.MANILVAUD* أن النموذج يتمثل في التشكيل الرياضي للأفكار والمعارف[13] المتعلقة بظاهرة ما، هذا التعريف يدعونا إلى بعض الإضافات[14]:

- النموذج الاقتصادي يختلف عن الظاهرة الاقتصادية التي يمثلها، إذن يوجد ضياع للمعلومات بين الحقيقة الاقتصادية والنموذج الاقتصادي.
- النموذج لا يعتبر تشكيلا جديدا للأفكار الاقتصادية فقط، وإنما يريد الاقتصادي من خلال التحكم في التصرفات الاقتصادية . لذلك من أجل نفس الحقيقة الاقتصادية، لا تكون الأهداف المسطرة من طرف مختلف الباحثين بالضرورة متشابهة.
- التشكيل المستعمل (La formulation utilise) غالبا ما يكون رياضيا، والنتائج المحصل عليها ما هي إلا نتائج منطقية للفروض الأساسية الموضوعة عند صياغة النموذج.
- يفترض الاقتصاديون أن المعالم في معادلات النموذج تبقى ثابتة أي أن العلاقات الداخلية تحافظ على نفس الصيغة، والقوى الخارجية لا تتغير إلا إذا نص على غير ذلك[15].

ومع أنه غالبا ما تنتقد النماذج على أساس أنها لا تعبر تماما عن الواقع، إلا أن الحكم عليها يجب أن يتم من خلال قدرتها على تفسير الأحداث أكثر من مدى تعبيرها عن الحقيقة. وذلك أن هذه النماذج لا يمكن أن تكون واقعية تماما. فالعالم معقد إلى درجة يصعب معها وصفه تفصيليا[16].

1-4-2) أنواع النماذج

يمكن صياغة النموذج الاقتصادي على عدّة صور حيث يمكن الاكتفاء بالتعبير الأدبي ليكون النموذج وصفيا، أو يمكن استخدام القياس الكمي ليكون النموذج رياضيا، كما يمكن استخدام أساليب اختبار العلاقات المفترضة ليكون النموذج قياسيا[17].

أ) **النموذج الوصفي** : يقدم تحليلا وصفيا لمختلف العلاقات الموجودة بين المتغيرات الاقتصادية بطريقة أدبية، وتظهر أهميته عند صعوبة صياغة العلاقات في صورة كمية أو رياضية كافتراض علاقة دالية بين الاستثمار والعوامل الذاتية أو السياسية.

ب) **النموذج الرياضي** : يقدم تحليلا للعلاقات الاقتصادية الموجودة بين مختلف المتغيرات باستخدام الأساليب الرياضية، وهي الصياغة التي تمكن من اشتقاق علاقات التأثير المتبادلة بين مختلف المتغيرات.

ج) **النموذج القياسي** : هو عبارة عن معادلة أو مجموعة معادلات تتشكل من متغيرات داخلية (تابعة) وأخرى خارجية (مستقلة) بالإضافة إلى مجموعة معالم ومقادير عشوائية، وتمثل هذه المعادلات نظاما كاملا لتشبيه مختلف نشاطات الاقتصاد الوطني. ويفيد هذا النموذج في معرفة أو رصد سلوك بعض المتغيرات في الماضي، ثم التنبؤ بسلوكها المستقبلي. كما أنه يفيد في تحليل السياسة الاقتصادية للدولة وكذا اتخاذ القرار على المستوى الجزئي أو الكلي[18].

1-4-3) متطلبات النموذج القياسي

---

[13]-**E.MANILVAUD** ,Methodes Statistiques De L`Economitrie , (Paris : DOUNOD, 1981) , P.45
[14] - **CHRISTIAN LABROUSSE** ,Untroductions A L`Economitrie , (Paris : Quotriene Edition ,DOUNOD,1980),P56
[15] - **EMGENE A Dindio**, Macro-Économique -Cours Et Problemes- , Sixieme Tirage , Serie Shom , 1978, p1 .
[16] – **مايكل ابدجان**، الاقتصاد الكلي –النظرية والسياسة–، تعريب : محمد ابراهيم منصور، (المملكة العربية السعودية : دار المريخ للنشر، الرياض، 1999)، ص 25.
[17] – **محمد فرجي**، التحليل الاقتصادي الكلي، (ج1، الجزائر : دار أسامة، 2004)، ص37-38.
[18] – **مولود حشمان**، نماذج وتقنيات التنبؤ القصير المدى، (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1998)، ص3- 6.

هناك مجموعة من الخصائص يجب أن تتوفر في النموذج القياسي حتى نطمئن لجودة التقديرات التي حصلنا عليها ومن ثم يمكن الاعتماد عليها. وفي ما يلي نذكر تلك الخصائص بإيجاز شديد وهي[19]:

1) يجب أن يكون النموذج متماشيا مع قواعد وافتراضات النظرية الاقتصادية، فيجب أن يصف بدقة الظاهرة الاقتصادية محل الدراسة.

2) يجب أن يكون النموذج قادرا على تفسير الظواهر التي حدثت في الواقع. فيجب أن يوضع السلوك الاقتصادي للمتغيرات التي يهدف إلى تحديد العلاقات الكمية فيما بينها.

3) يجب أن تكون تقديرات المعاملات دقيقة بمعنى أنها يجب أن تمثل أفضل تقريب للقيم الحقيقية للمعلمات، فالإضافة إلى ضرورة استيفائها للمعايير الإحصائية والاقتصادية يجب أن تكون المقدرات غير متحيزة ومتسقة وكفأة.

4) يجب أن يكون النموذج قادر على تقديم توقعات أو تنبؤات دقيقة عن القيم المستقبلية لمتغيراته التابعة والداخلية.

5) يجب أن يقدم النموذج العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية بأبسط طريقة ممكنة.

[19] - **نعمة الله نجيب إبراهيم**، مرجع سبق ذكره، ص29.

الفصل الثاني : نموذج الانحدار الخطي البسيط

يعتبر نموذج الانحدار الخطي البسيط ابسط أنواع النماذج القياسية، نظرا لاعتماد هذا النوع من النماذج على متغير واحد مستقل لتفسير المتغير التابع، وجدير بالملاحظة أن هذا النموذج قد لا يعبر في كثير من الأحيان عن واقع سلوك المتغيرات والظواهر الاقتصادية، لكن بالمقابل لا يقلل من أهميتها في تفسير الكثير من العلاقات، فضلا على انه يشكل منطلقا أساسيا نحو التوسع في عدد المتغيرات والمعادلات التي يحتويها النموذج، وسنحاول في هذا الفصل أن نتناول صيغة هذا النموذج وفروضه الخمس وطريقة تقديره وأهم الاختبارات الإحصائية له كما يلي :

2-1) الصياغة الرياضية

يشتمل النموذج البسيط على معادلة واحدة تشرح العلاقة بين متغيرين احدهما تابع و الآخر مستقل و يمكن التعبير عن العلاقة الدالية بين المتغيرين التابع و المستقل في النموذج البسيط على النحو التالي :

$$. \; y = f(x)$$

حيث يطلق على Y متغير تابع و x متغير مستقل و لكل قيمة من قيم x قيمة مناظرة لها من قيمة Y .

يبدأ الانحدار الخطي البسيط عادة برسم مجموعة أزواج قيم XY في شكل انتشار ثم التحديد بالنظر ما إذا كانت هناك علاقة خطية تقريبية، حيث صيغة العلاقة الخطية كما يلي :

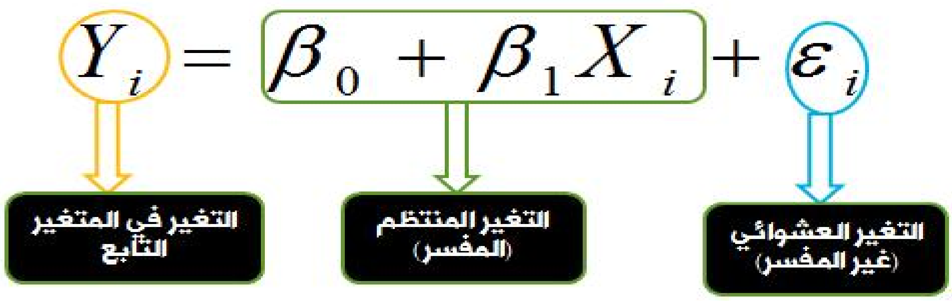
$$Y_i = {}_0 + {}_1X_i, \quad i=1........n$$

حيث β_0 ، β_1 هي ثوابت غير معلومة تسمى **معالم**، المعلمة β_0 هي الثابت أو الجزء المقطوع من محور y، بينما β_1 تقيس $\Delta y/\Delta x$ ، بمعنى إذا تغير x بوحدة واحدة فإن y يتغير بمقدار Δy كما يعبر عن الميل الحدي أو معامل الانحدار (Regression Coefficient).

وحيث أنه من غير المتوقع أن تقع النقاط تماما على الخط، فإن العلاقة الخطية التامة في المعادلة السابقة يجب أن تعدل لكي تضم حد تشويش عشوائي أو خطأ أي عنصر عشوائي، ε_i.

$$Y_i = {}_0 + {}_1X_i + £_i, \quad i=1........n$$

بعد إدخال عنصر الخطأ تتحول العلاقة الرياضية المؤكدة إلى علاقة احتمالية أو عشوائية على الشكل التالي:



ويرجع وجود حد الخطأ إلى عدة أسباب منها :

- ☑ إهمال بعض المتغيرات المستقلة التي يمكن أن تؤثر على المتغير التابع في النموذج.
- ☑ الصياغة الرياضية غير السليمة للنموذج.
- ☑ حدوث خطأ في كل من تجميع البيانات وقياس المتغيرات الاقتصادية.

2-2) فرضيات النموذج (شروط نموذج الانحدار الخطي البسيط)

بالاعتماد على طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) (سيتم شرحها لاحقا) لتقدير معالم النموذج الخطي البسيط، فإنه في الحقيقة تعتبر الفروض هي فروض طريقة المربعات الصغرى العادية، وهي شرط لا بد أن يتحقق، حتى نتحصل على أفضل تقدير للمعالم، وهي ترتبط أساسا بالمتغير العشوائي ε_i (حد الخطأ) وعلاقته بالمتغير التابع y والمتغير المستقل x وفق الفروض الخمس التالية :

- **الفرضية الأولى**[20] : التوقع الرياضي لحد الخطأ (ε_i) يساوي الصفر : $E(\pounds_i) = 0, \forall i = 1....n$

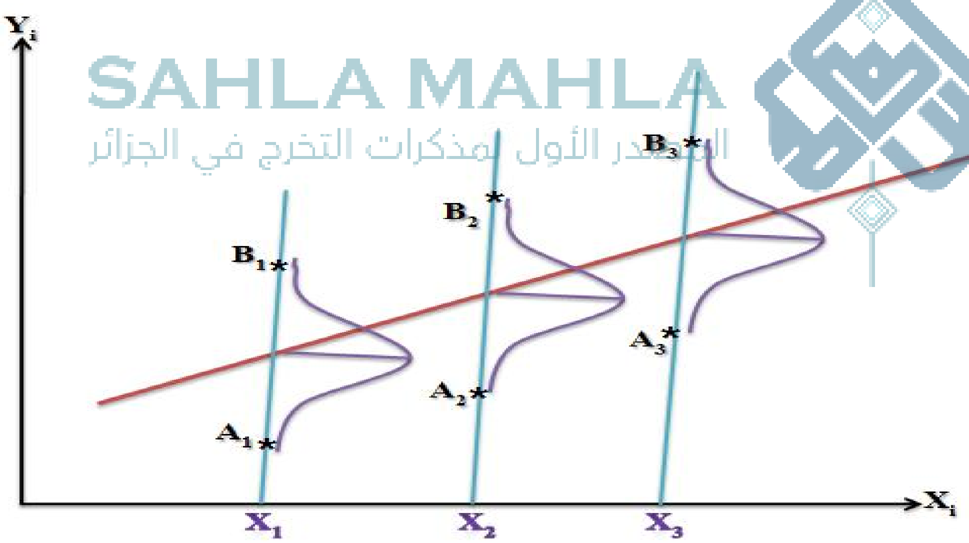
أي أن مجموع الانحرافات الموجبة للخطأ العشوائي مساو تماما لمجموع القيم السالبة له، بحيث يكون متوسط قيم الانحرافات مساو للصفر وذلك عند كل مستوى من مستويات المتغير المستقل x. وما دام أننا نفترض أن متوسط حد الخطأ معدوم، فإن معادلة الانحدار الخطي البسيط أعلاه تعطي القيمة المتوسطة للمتغير y كما يلي :

$$E(y_i) = E\left(\widehat{\beta_0} + \widehat{\beta_1}\mathrm{x_i} + \hat{\varepsilon}_i\right) = \widehat{\beta_0} + \widehat{\beta_1}\mathrm{x_i} = \widehat{y_i}$$

- **الفرضية الثانية**[21] : تجانس (ثبات) تباين الأخطاء العشوائية (Homoscedasticity)

وهو ما يعني أن تشتتها حول المتوسط ثابت، ونعبر عنها رياضيا بالكتابة : $Var(\pounds_i) = E(\pounds_i^2) = \pm^2 \quad ,\forall i = 1....n$

أي أن قيم ε_i تتغير في مدى ثابت أو حدود ثابتة حول الصفر، ويعني ذلك أن الفرق أو المدى بين الحد الأقصى والحد الأدنى لقيم المتغير العشوائي عند كل قيم المتغير المستقل $\mathrm{X_i}$ ثابت، والشكل الموالي يوضح الفرضية الثانية كما يلي[22] :



نلاحظ من خلال الشكل أن المدى الذي تتراوح فيه قيم المتغير ε_i متساوي عند كل قيمة من قيم $\mathrm{X_i}$ $(\mathrm{X_3} ، \mathrm{X_2} ، \mathrm{X_1})$ أي : $A_1B_1 = A_2B_2 = A_3B_3 =$ ثابت .

---

[20] – **وليد إسماعيل السيفو، فيصل مفتاح شلوف، فيصل جواد إبراهيم جواد**، مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي –التنبؤ والاختبارات القياسية من الدرجة الثانية–، (ط1، الأردن : عمان، الأهلية للنشر والتوزيع، 2006)، ص67.

[21] - **وليد إسماعيل السيفو، فيصل مفتاح شلوف، فيصل جواد إبراهيم جواد**، المرجع نفسه، ص70.

[22] - **William H. Greene**, Econometric Analysis, New York University, Upper Saddle River, Fifth Edition, July 10, 2002, p18.

ويكفل هذا الفرض أن كل مشاهدة يمكن الاعتماد عليها بنفس القدر، بمعنى أن البيانات التي تم جمعها لتقدير العلاقة يمكن الاعتماد عليها بنفس الدرجة، فكل مشاهدة تؤثر بنفس القوة في العلاقة التي تقدرها، بحيث تكون تقديرات معاملات الانحدار كفؤ، وتكون اختبارات الفروض الخاصة بها غير متحيزة.

- **الفرضية الثالثة** [23]: حد الخطأ (ε_i) يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط يساوي الصفر وتباين ثابت مقداره σ_ε^2.

بمعنى توزيع قيم المتغير العشوائي ε_i يكون متماثلا حول الوسط الحسابي المساوي للصفر، ويكون التوزيع على شكل ناقوسي أو جرسي الشكل[24].

وعليه يمكن تلخيص الفروض الثلاثة السابقة على النحو التالي: $\varepsilon_i \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$

- **الفرضية الرابعة** : عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

بمعنى القيمة التي يأخذها المتغير العشوائي ε_i في فترة ما تكون غير مرتبطة أو غير متعلقة بقيمته في أي فترة أخرى، ومن ثم فإن التباين المشترك (أي التغاير Covariance) لقيم المتغير العشوائي في أي مشاهدة مستقل عن الخطأ في بقية المشاهدات أي لا يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء (Autocorrelation)، وذلك حتى تكون قوة واحدة تؤثر على قدرة النموذج التفسيرية والتنبؤ وهي X_i ونستبعد تأثير قيمة المتغير العشوائي ε_i ، ونعبر عنها رياضيا كما يلي :

$$Cov(£_i,£_j)=E(£_i£_j)=0 \quad ,\forall i\neq j \qquad i,j=1.....n$$

في كثير من الحالات يتوقف الخطأ في مشاهدة ما على الخطأ في مشاهدة أخرى، وتسمى هذه الحالة بالارتباط الذاتي للأخطاء وتنشأ لعدة أسباب منها[25] :

- التوصيف الخاطئ للنموذج؛
- إهمال بعض المتغيرات المستقلة المهمة.

وبما أن وجود الارتباط الذاتي للأخطاء يؤثر على معا لم نموذج الانحدار البسيط، فإنه ينعكس سلبا على القيم المقدرة.

- **الفرضية الخامسة** : عدم وجود ارتباط بين الأخطاء ε_i والمتغير المفسر X_i

ويعبر عنها رياضيا كما يلي : $Cov(X_i,£_i)=0, \forall i=1,...,n$

2-3) تقدير معالم النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)

تهدف هذه الطريقة إلى تحديد تقديرات لمعلمتي الخط المستقيم $\widehat{\beta_1}$ ، $\widehat{\beta_0}$ واللتان تجعلان هذا الخط أفضل خط يمثل هذه البيانات، ويتطلب ذلك أن يكون مجموع الأخطاء العشوائية أو الانحرافات بين القيم الفعلية y_i والمقدرة $\hat{y}_i$ تساوي الصفر أي: $\sum(y_i-\hat{y}_i)=0$

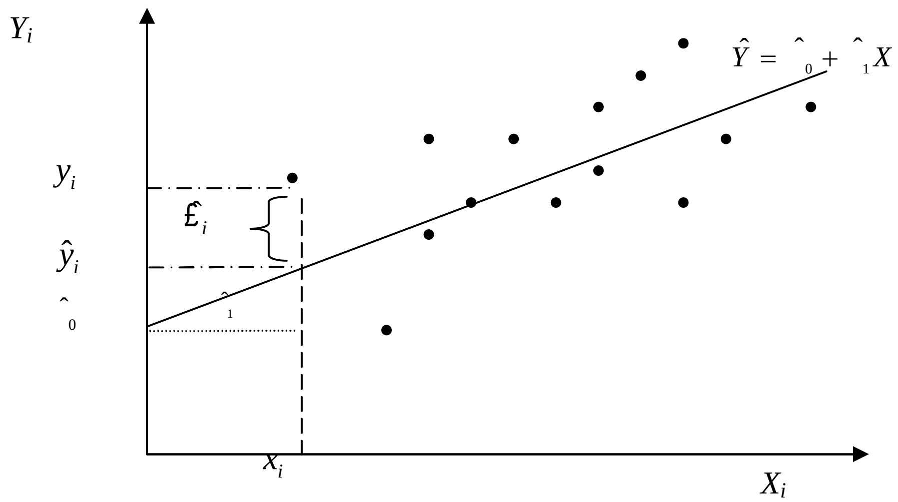
هذا الشرط ضروري لكنه غير كاف لأنه يمكن أن يتوفر في عدد لا نهائي من الخطوط المستقيمة وتحقق هذا الشرط، ولذلك الشرط الضروري والكاف هو الحصول على مجموع مربعات الأخطاء (الانحرافات) حول خط انحدار اقل ما يمكن أي $Min\sum(y_i-\hat{y}_i)^2$ وهو ما يمكن الحصول عليه بواسطة المربعات الصغرى العادية من بيانات العينة، وبناءً على هذا الشرط سُميت هذه الطريقة بطريقة المربعات الصغرى، والشكل التالي يوضح ذلك :

---

[23] - **دومنيك سلفادور**، نظريات ومسائل في الإحصاء والاقتصاد القياسي، مرجع سبق ذكره، ص146.

[24] - **William H. Greene**, Econometric Analysis, Op.Cit, p17.

[25] - **عبد الرحمان الأحمد العبيد**، مبادئ التنبؤ الإداري، (السعودية : النشر العلمي والمطابع، جامعة الملك سعود، ، الرياض، 2004)، ص 62-63.



2–3–1) كيفية الحصول على تقديرات OLS

للحصول على التقديرات نستخدم طريقتين :

☑ طريقة المعادلات الطبيعية؛

☑ طريقة المصفوفات.

أولا : طريقة المعادلات الطبيعية

$$\sum £_i^{\,2} = \sum (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2$$

$$Min \sum (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2 \Rightarrow \hat{y}_i = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 x_i$$

بما أننا نهدف إلى التوصل إلى قيمة $\widehat{\beta_1}$ ، $\widehat{\beta_0}$ التي تجعل مجموع مربعات الأخطاء $\sum £_i^{\,2}$ اقل ما يمكن فان ذلك يتحقق بأخذ المشتقة الجزئية بالنسبة لكل من $\widehat{\beta_1}$ ، $\widehat{\beta_0}$ ومساواتها للصفر لأنها اصغر (أقل) نهاية Min كما يلي :

الشرط اللازم لتدنئة هذه العلاقة هو أن تكون المشتقات الجزئية بالنسبة $\hat{\beta}_0$,$\hat{\beta}_1$ معدومة أي :

$$\begin{cases} \dfrac{\partial}{\partial \hat{\beta}_0} \sum_i \left(Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i\right)^2 = 0 \\ \dfrac{\partial}{\partial \hat{\beta}_1} \sum_i \left(Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i\right)^2 = 0 \end{cases}$$

بعد حل جملة المعادلين السابقة نتحصل على تقدير معلمتي النموذج :

$$\begin{cases} \hat{\beta}_1 = \dfrac{n\sum_i X_i Y_i - \sum_i X_i \sum_i Y_i}{n\sum_i X_i^2 - \left(\sum_i X_i\right)^2} \\ \hat{\beta}_0 = \overline{Y} - \hat{\beta}_1 \overline{X} \end{cases}$$

ويكون النموذج المقدر (خط الانحدار) بطريقة المربعات الصغرى المقدرة (*OLS*) كما يلي: $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$

ملاحظة

[26] - **دومنيك سلفادور**، نظريات ومسائل في الإحصاء والاقتصاد القياسي، مرجع سبق ذكره، ص147.

هناك طريقة أخرى لإيجاد المقدرة تسمى بطريقة الانحرافات عن الأوساط الحسابية كما يلي :

$$\hat{\ }_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(X_i - \bar{X}\right)\left(Y_i - \bar{Y}\right)}{\sum_{i=1}^{n}\left(X_i - \bar{X}\right)^2}$$

ثانيا : طريقة المصفوفات (Matrix Méthod)

الشكل المصفوفي لنموذج الانحدار البسيط إذا كان لدينا n مشاهدة فهذا يعني أن هناك n معادلة كما يلي :

$$i = 1 : Y_1 = \ _0 + \ _1 X_1 + £_1$$

$$i = 2 : Y_2 = \ _0 + \ _1 X_2 + £_2$$

$$\ldots\ldots\ldots\ldots \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad \ldots$$

$$i = n : Y_n = \ _0 + \ _1 X_n + £_n$$

يمكن كتابة هذا النظام على الشكل المصفوفي التالي : $Y = X \ + £$

حيث :

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ . \\ . \\ . \\ x_n \end{pmatrix}, \quad = \begin{pmatrix} _0 \\ _1 \\ _2 \\ \vdots \\ _k \end{pmatrix}, \quad £ = \begin{pmatrix} £_1 \\ £_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ £_n \end{pmatrix}$$

$Y(n \times 1)$: المتغير التابع أو المفسَّر؛

$X(n \times (1))$: مصفوفة المتغيرة المُفسِّرة أو المستقلة؛

$((k+1) \times 1)$: شعاع المعلمتين $\widehat{\beta_1}$ ، $\widehat{\beta_0}$ ؛

$£(n \times 1)$: شعاع الأخطاء.

لتقدير شعاع المعلمتين نستخدم طريقة OLS للحصول على مجموع مربعات الأخطاء أقل ما يمكن كما يلي[27] :

$$Min \sum £_i^2 = Min\,(£_i{}' £_i) = Min\,(Y - \ x)'(Y - \ x) = Min\,(S)$$

حيث : $£_i{}'$ تمثل مدور الخطأ العشوائي (مبدل) (Transpose) (تحويل أعمدة المصفوفة إلى صفوف)؛

لدينا :

$$s = (y - \beta x)'(y - \beta x) = \acute{y}y - \acute{y}\beta x - \acute{\beta}\acute{x}y + \acute{\beta}\acute{x}x\beta$$

$$= \acute{y}y - 2\acute{\beta}\acute{x}y + \acute{\beta}\acute{x}x\beta$$

لأن : $\acute{y} = x\acute{\beta}$

ومنه : $$\frac{\partial s}{\partial \beta} = -2\acute{x}y + \acute{x}x\beta \Longrightarrow \beta = \acute{x}y(\acute{x}x)^{-1}$$

---

[27] - R-Bourbonnais,Econometrie,3[eim] Edition, Dunod Paris, P51.

مثال تطبيقي

ليكن لديك الجدول التالي الذي يمثل الكمية المطلوبة y_i وسعرها x_i

y_i	18	14	9	7	4	3	1
x_i	1	2	3	4	5	6	7

المطلوب : تقدير العلاقة وإيجاد معادلة انحدار الكمية المطلوبة على السعر x_i باستخدام طريقة OLS .

الحل

الطريقة الأولى : باستخدام المصفوفات

لإيجاد قيمة المعلمة يمكن استخدام $\beta = \acute{x}y(\acute{x}x)^{-1}$

لذا يجب أولا إيجاد معكوس المصفوفة $(\acute{x}x)^{-1}$ والمصفوفة $\acute{x}y$ ثم حاصل ضربهما على النحو التالي :

أولا :إيجاد $(\acute{x}x)^{-1}$

لدينا :

$$\acute{x}x = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & 6 & 7 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 2 \\ 1 & 3 \\ 1 & 4 \\ 1 & 5 \\ 1 & 6 \\ 1 & 7 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 7 & 28 \\ 28 & 140 \end{bmatrix}$$

ولإيجاد معكوس مصفوفة أي $(\acute{x}x)^{-1}$ يجب حساب محدد المصفوفة (Determinate)[◆] ومصفوفة Adjoint [+] :

$$\text{Determinate of } (\acute{x}x) = (7\times140)-(28\times28)=196$$

$$\text{Adjoint}\,(\acute{x}x) = \begin{bmatrix} 140 & -28 \\ -28 & 7 \end{bmatrix}$$

لذا يمكن التوصل إلى معكوس المصفوفة على النحو التالي :

$$(\acute{x}x)^{-1} = \frac{1}{196}\begin{bmatrix} 140 & -28 \\ -28 & 7 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{140}{196} & \frac{-28}{196} \\ \frac{-28}{196} & \frac{7}{196} \end{bmatrix}$$

◆ **محدد المصفوفة** هو حاصل طرح القطر الأول من القطر المقابل.

+ **Adjoint** هو تبديل موقع عناصر القطر الأول فقط وقلب إشارات عناصر القطر المقابل دون تبديل مواقع.

ثانيا) إيجاد المصفوفة $\acute{x}y$

$$\acute{x}y = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & 6 & 7 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 18 \\ 14 \\ 9 \\ 7 \\ 4 \\ 3 \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1\times18)+(1\times14)+(1\times9)+(1\times7)+(1\times4)+(1\times3)+(1\times1) \\ (1\times18)+(2\times14)+(3\times9)+(4\times7)+(5\times4)+(6\times3)+(7\times1) \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 56 \\ 146 \end{bmatrix}$$

ثالثا) حاصل ضرب المصفوفة $(\acute{x}x)^{-1}$ بالمصفوفة $\acute{x}y$

$$\begin{bmatrix} \widehat{\beta_0} \\ \widehat{\beta_1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{140}{196} & \frac{-28}{196} \\ \frac{-28}{196} & \frac{7}{196} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 56 \\ 146 \end{bmatrix}$$

$$\widehat{\beta_0} = \left(\frac{140}{196}\times 56\right) + \left(\frac{-28}{196}\times 146\right) = 40 - 20.857 \Rightarrow \boldsymbol{\widehat{\beta_0} = 19.143}$$

$$\widehat{\beta_1} = \left(\frac{-28}{196}\times 56\right) + \left(\frac{7}{196}\times 146\right) = -8 + 5.21428 \Rightarrow \boldsymbol{\widehat{\beta_1} = -2.7857}$$

ومنه معادلة الانحدار المقدرة كما يلي : $\hat{Y}_i = 19.143 - 2.7857\, X_i$

بمعنى كلما يزيد السعر x_i بوحدة واحدة ينخفض الطلب y_i بـــ 2.78

الطريقة الثانية : باستخدام المعادلات الطبيعية

إذا استخدمنا العلاقة :
$$\begin{cases} \hat{\beta}_1 = \dfrac{n\sum_i X_iY_i - \sum_i X_i \sum_i Y_i}{n\sum_i X_i^2 - \left(\sum_i X_i\right)^2} \\ \hat{\beta}_0 = \overline{Y} - \hat{\beta}_1 \overline{X} \end{cases}$$
فإننا نستعين بالجدول التالي :

	x_i	y_i	$x_i\, y_i$	x^2
	1	18	18	1
	2	14	28	4
	3	9	27	9
	4	7	28	16
$\overline{y} = \frac{56}{7} = 8$	5	4	20	25
$\overline{x} = \frac{28}{7} = 4$	6	3	18	36
	7	1	7	49
Somme	**28**	**56**	**146**	**140**

وبتعويض المقادير المختلفة في العلاقة أعلاه نحصل على ما يلي :

$$\widehat{\beta_1} = \frac{7(146)-(28)(56)}{7(140)-140^2} = -2.7857$$

$$\widehat{\beta_0} = 8 - 2.78(4) = 19.143$$

2-2) خصائص المقدر الجيد (مقدرات المربعات الصغرى)[28]

ينبغي الإشارة أولا إلى بعض التعريفات التي سوف يستخدمها هذا المحور .

المقَدّر (Estimator) : هو صيغة رياضية تستخدم في تقدير أو قياس قيمة معلمة من خلال بيانات واقعية مثل : مقدر الوسط الحسابي $\bar{y} = \frac{\sum y_i}{n}$ أو $\sigma_y = \frac{\Sigma(y_i-\bar{y})^2}{n}$

القيمة المُقدرة (Estimate) : تشير القيمة المقدرة إلى القيمة الفعلية التي يتم تقديرها للمعلمة باستخدام المقدّر من خلال بيانات واقعية مثل $\bar{x} = 10$ ، $\widehat{\beta_1} = 2$ وهكذا.

هناك عدة طرق يمكن استخدامها في تقدير المعلمات من بينها طريقة (OLS) ويُوجد لكل طريقة من هذه الطرق مقدّر، ولتقييم هذه الطرق أو المقدرات يتعين علينا استخدام معايير أو خصائص معينة منها :

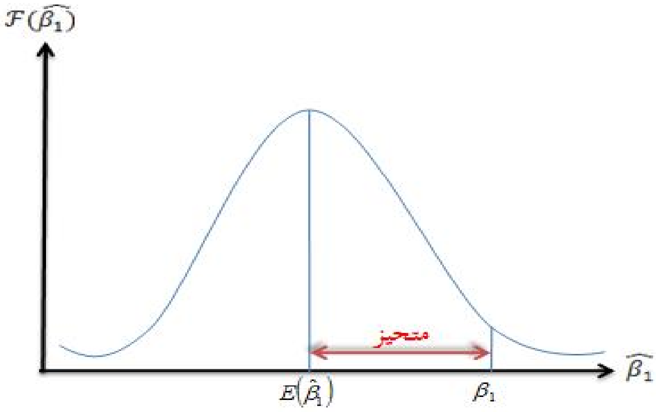
خاصية عدم التحيز (Unbiasedness)

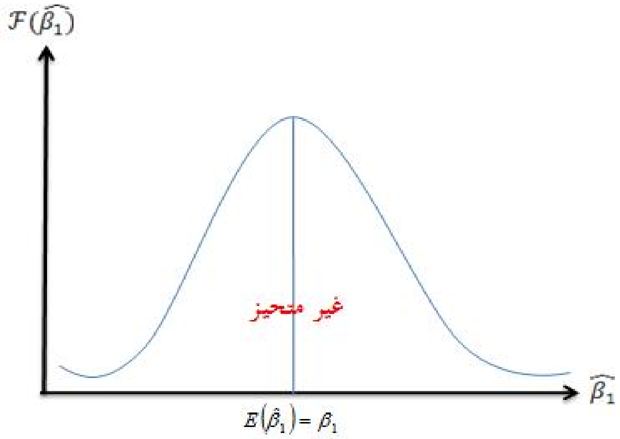
يمكن تعريف التحيز بأنه يتمثل في وجود فرق أو انحراف بين القيمة المتوقعة للمقدر ومعلمة المجتمع، فإذا كان لدينا مقدر يتمثل في $\widehat{\beta_1}$ ثم قمنا بسحب عدد كبير من العينات الصغيرة من المجتمع وقدرنا $(\widehat{\beta_1})$ لكل عينة منها، فإن هذا المقدر سوف يكون متحيزاً إذا كان الفرق بين القيمة المتوسطة أو القيمة المتوقعة لـ $\widehat{\beta_1}$ من العينات كلها ومعلمة المجتمع β_1 لا يساوي الصفر أي :

$E(\hat{\beta}_1)-\beta_1 \neq 0 \Rightarrow$ يكون $\widehat{\beta_1}$ متحيزاً

$E(\hat{\beta}_1)-\beta_1 = 0 \Rightarrow$ يكون $\widehat{\beta_1}$ غير متحيزاً

ويوضح الشكل التالي حالة مقدر غير متحيز، وعموما فإن صفة عدم التحيز وإن كانت صفة مرغوب فيها إلا أنها لا تعتبر صفة مهمة في حد ذاتها، وإنما هي صفة مهمة فقط، عندما تقترن بصفات أخرى كما سوف يتضح.





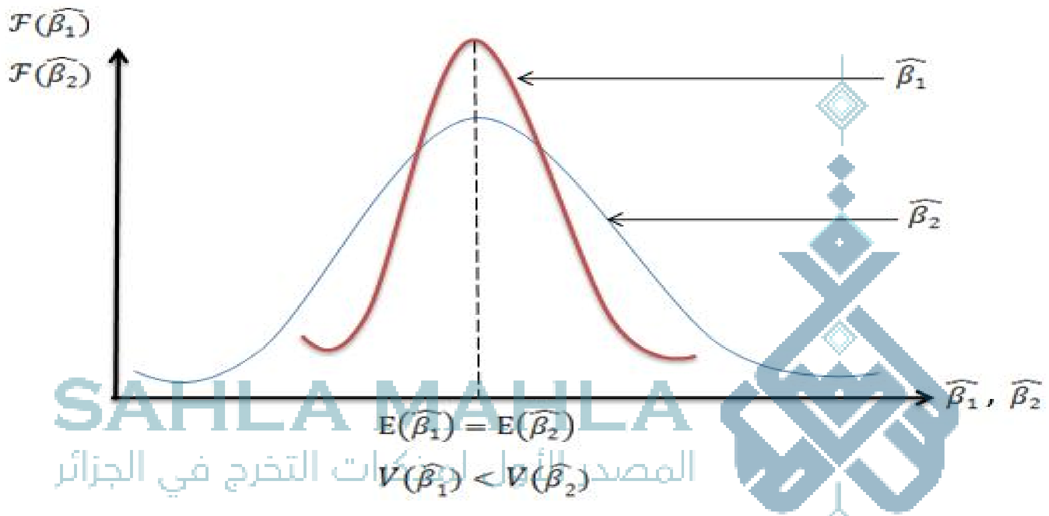
[28] - **عبد القادر محمد عبد القادر عطية**، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، مرجع سبق ذكره، ص 179-183.

2-2-2) صفة اقل تباين (Least Variance)

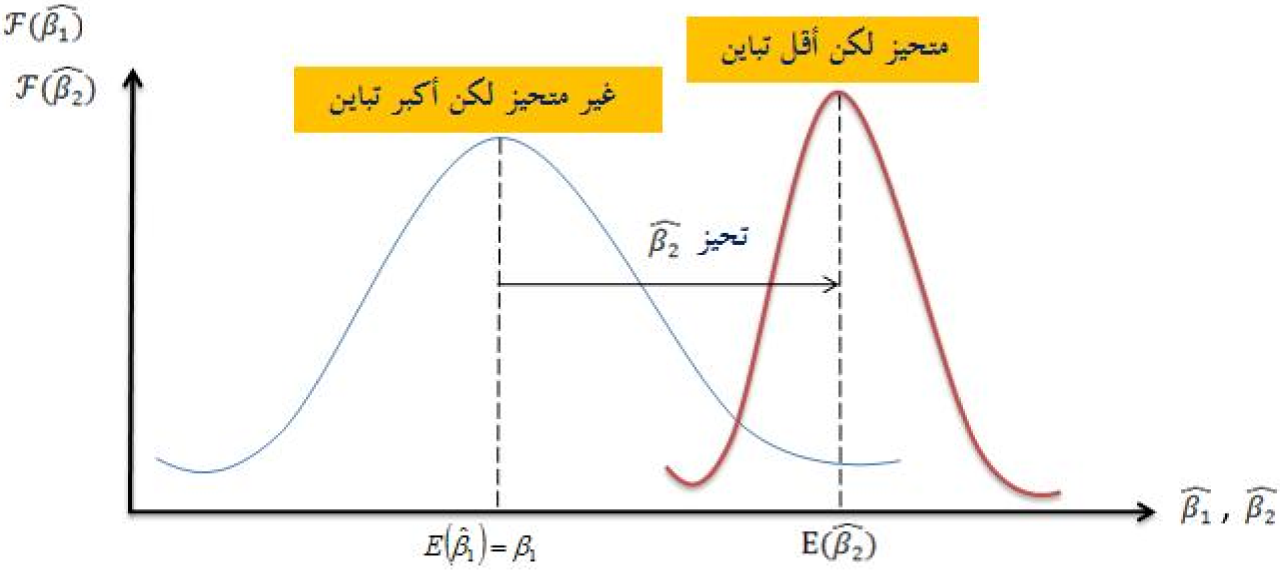
من الممكن أن تكون القيمة المتوسطة للقيم المقدرة باستخدام $(\widehat{\beta_1})$ من عينات كبيرة مساوية لمعلمة المجتمع β_1 ، غير أن تباين بين هذه القيم يكون كبيرا جداً، بحيث يصبح الفرق بين أي واحدة منها ومعلمة المجتمع β_1 كبيراً، ولذلك إذا كان لدينا مقدرين $(\widehat{\beta_1})$ و$(\widehat{\beta_2})$ وكان كليهما غير متحيز غير أن تباين $(\widehat{\beta_1})$ أقل من تباين $(\widehat{\beta_2})$ فإن $(\widehat{\beta_1})$ يعطي لنا مقدر أكثر تمثيلا لمعلمة المجتمع من $(\widehat{\beta_2})$ ، ولذا يسمى $(\widehat{\beta_1})$ في هذه الحالة بالمقدر الأمثل (Best Estimator) أي أنه إذا كان :

$$\frac{\Sigma(\widehat{\beta_2}-E(\widehat{\beta_2}))^2}{n} > \frac{\Sigma(\widehat{\beta_1}-E(\widehat{\beta_1}))^2}{n}$$

فإن $(\widehat{\beta_1})$ يعتبر مقدر أمثل بالرغم من كون كل منهما غير متحيز كما يوضح الشكل التالي :



بالرغم من أن صفة أقل تباين مرغوبة، إلا أنها في حد ذاتها ليست مهمة، فهي تستمد أهميتها من افتراضها بصفة عدم التحيز، كما تستمد صفة عدم التحيز أهميتها من افتراضها بصفة أقل تباين وذلك حسب الشكل التالي :



ولعل الاختيار بين $(\widehat{\beta_1})$ و$(\widehat{\beta_2})$ في هذه الحالة يتوقف على معيار آخر يسمى بأدنى مربع لمتوسط الخطأ .

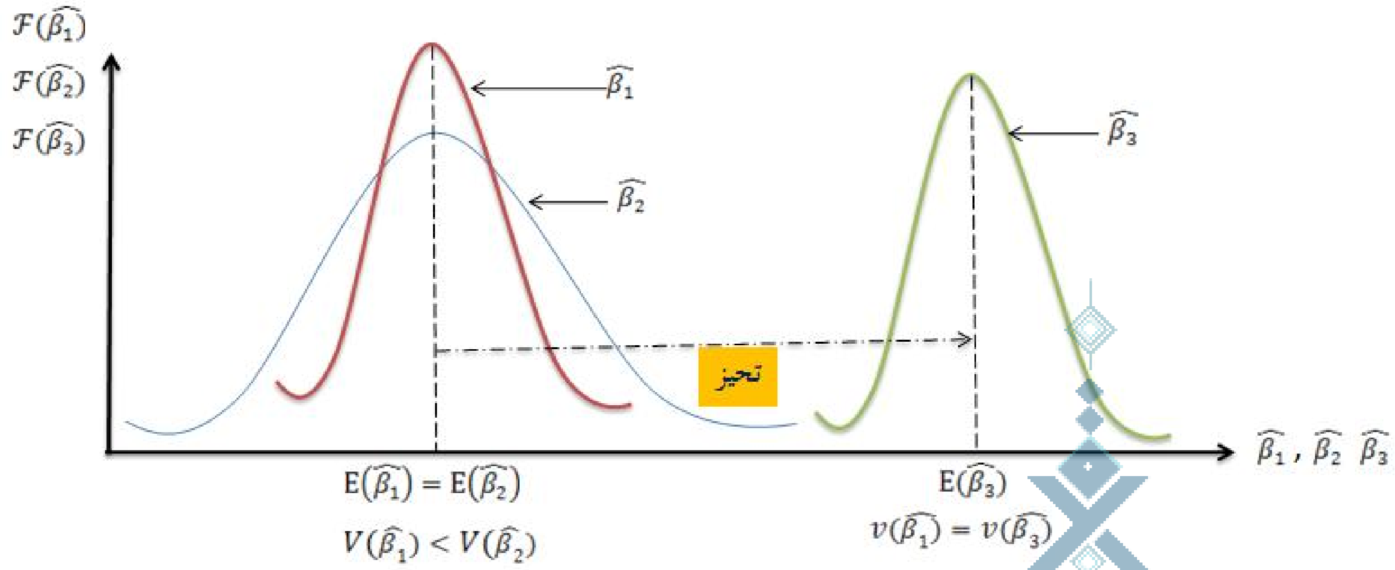
2-2-3) صفة الكفاءة (Efficiency)

يعتبر المقدر $(\widehat{\beta_1})$ كفؤاً إذا توفرت فيه الخاصيتين السابقتين معاً أي إذا كان :

1 – غير متحيز : $E(\hat{\beta}_1)=\beta_1$

2 – أقل تباين : $v(\widehat{\beta_1}) = v(\widehat{\beta_3})$

و يمكن توضيح ذلك من خلال الشكل التالي :



من بين المقدرات الثلاثة يتضح أن $(\widehat{\beta_1})$ هو المقدر الكفؤ.

2-3) اختبار القوة التفسيرية للنموذج (جودة التوفيق)

2-3-1) معامل التحديد (R^2) (Ditermination Coefficient)[29]

يستخدم معامل التحديد كمقياس يحدد القوة التفسيرية لنموذج الانحدار الخطي حيث يشير R^2 إلى نسبة المئوية للتغير الكلي في المتغير التابع y_i والتي يمكن تفسيرها بواسطة المتغير المستقل x_i معبرا عنها بمجموع مربعات انحراف قيم المتغير التابع y_i عن وسطه الحسابي $\bar{y}$ بمعنى :

$$Y_i = \hat{Y}_i + \pounds_i$$

$$Y_i - \bar{Y} = \hat{Y}_i - \bar{Y} + \pounds_i$$

وبتربيع طرفي المعادلة أعلاه وجمعها بالنسبة لكل i نجد :

$$\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum_i \pounds_i^2$$

وتعد هذه المعادلة مفيدة جدا لخدمة أغراضنا فيما يتعلق بقياس القدرة التفسيرية، ولذا من المهم أن نفحص بعناية معنى كل حد من حدودها :

- ❖ $\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2$ هو مجموع مربعات الانحرافات الكلية في المتغير Y: Total Sum of Squares (TSS)
- ❖ $\sum_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$ فهو مجموع مربعات الانحرافات المشروحة : Explained Sum of Squares (ESS)

---

[29] – **محمد شيخي**، طرق الاقتصاد القياسي–محاضرات وتطبيقات–، (الجزائر : دار الحامد للنشر والتوزيع، 2013)، ص 20.

❖ ويبقى الحد الأخير $\sum_i \pounds_i^2$ الذي هو مجموع مربعات البواقي : Residual Sum of Squares (RSS)

نعيد صياغة المعادلة السابقة على الشكل :

$$TSS = ESS + RSS$$

وبتقسيم كل الأطراف على الانحرافات الكلية TSS نجد :

$$1 = \frac{ESS}{TSS} + \frac{RSS}{TSS}$$

وعليه نعرف معامل التحديد $R^2 = r^2$ كما يلي:

$$R^2 = r^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$

معامل التحديد R^2 يقيس ويشرح نسبة الانحرافات الكلية أو التغيرات التي تحدث في المتغير التابع Y_i، والمشروحة بواسطة تغيرات المتغير المستقل X_i فهي نسبة تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع، فهو إذن مقياس للقدرة التفسيرية للنموذج أي يختبر جودة التوفيق و الارتباط.

ويمكن حساب R^2 كالآتي[30] :

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} = 1 - \frac{\sum \pounds_i^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2}$$

ويعتبر R^2 من أهم المعاملات التي تقيس علاقة الارتباط بين متغيرين ووجود مثل هذه العلاقة يعني ضمنيا أن أحد هذين المتغيرين يعتمد في تغيره أو في حدوثه على المتغير الآخر. معامل التحديد معرف وينتمي إلى المجال التالي:

$$0 \le R^2 \le 1$$

لأن :

$$\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \le \sum(Y_i - \bar{Y})^2 \Rightarrow \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} \le 1 \Rightarrow R^2 \le 1$$

$$\left.\begin{array}{l} \sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \ge 0 \\ \sum(Y_i - \bar{Y})^2 > 0 \end{array}\right\} \Rightarrow R^2 \ge 0$$

لما يأخذ R^2 أكبر قيمة وهي 1، أي عندما تقع كل نقاط الملاحظات (Y_i, X_i) على الخط المقدر $\hat{Y}_i = \hat{}_0 + \hat{}_1 X_i$، فالقدرة التفسيرية للنموذج عالية جداً، أي هناك جودة في التوفيق والارتباط بين المتغير التابع والمستقل.

أما إذا كان R^2 يأخذ أصغر (أسوء) قيمة له وهي الصفر، فليس هناك جودة في التوفيق والارتباط بين المتغير التابع والمستقل أي ليس للنموذج قدرة تفسيرية على الإطلاق ويعود دلك إلى سببين، إما العلاقة الموجودة بين المتغيرين هي غير خطية أو غياب السببية بينهما.

2-3-2) العلاقة بين معامل التحديد R^2 ومعامل الانحدار الخطي $\hat{}_1$

هناك علاقة بين R^2 و $\hat{}_1$ ، كما يلي :

$$R^2 = r^2 = \frac{(\mathrm{cov}(X_i, Y_i))^2}{(\pm_{X_i} \pm_{Y_i})^2} = \frac{\left(\frac{1}{n}\sum_i (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})\right)^2}{\left(\sqrt{\frac{1}{n}\sum_i (X_i - \bar{X})^2}\sqrt{\frac{1}{n}\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2}\right)^2}$$

---

[30]- **Eric Dor**, Économétrie- Synthèse De Cours Exercices Corrigés-, Collection Synthex, Pearson Education France, 2004, P 32.

[31]- **محمد شيخي**، المرجع نفسه، ص 21.

فنحصل على :

$$R^2 = \frac{\frac{1}{n^2}\left[\sum_i (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})\right]\left[\sum_i (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})\right]}{\frac{1}{n^2}\sum_i (X_i - \bar{X})^2 \sum_i (Y_i - \bar{Y})^2}$$

وعليه :

$$R^2 = \frac{\hat{\beta}_1 \sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

2-3-3) معامل الارتباط r (Correlation Coefficient)

إن الفرق الجوهري بين معامل التحديد ومعامل الارتباط يكمن في السببية حيث يقيس معامل الارتباط العلاقة بين متغيرين بغض النظر عن الدور الذي يلعبه كل متغير، أما معامل التحديد فيقيس أيضا الارتباط ولكن يأخذ بعين الاعتبار السببية حيث أن المتغير X_i هو الذي يشرح الظاهرة Y_i.

يقيس قوة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير الثابت $r = \sqrt{R^2}$ وصيغته الرياضية كما يلي[32] :

$$r = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})^2}{\sqrt{(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})^2}} = \frac{\text{cov}(xy)}{\sigma x \sigma y}$$

ملاحظة

وتجدر الإشارة إلى أنه يمكن لمعامل الارتباط أن يكون موجبا أو سالبا و تتراوح قيمته بين : $-1 \leq r \leq 1$

مثال تطبيقي

نفس معطيات المثال السابق أوجد R^2 و r .

لدينا :

$$R^2 = \frac{\hat{\beta}_1 \sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$= \frac{-2.78 \times (-78)}{288} = 0.95 \Rightarrow r = \sqrt{0.95} = -0.97$$

معناه التغير في الكمية المطلوبة يمكن تفسيرها بنسبة 95% من خلال التغيرات في سعر السلعة، وأن الباقي 5% يرجع لمحددات الطلب الأخرى مثل الأذواق أسعار السلع البديلة، الدخل المتوقع .. الخ.

$r = -0.97$ معناه أن العلاقة عكسية وقوية بين الكمية المطلوبة والسعر.

2-4) اختبار المعنوية الإحصائية لتقديرات المعالم والنموذج

بما أن $(\hat{\beta}_1)$ و$(\hat{\beta}_0)$ هي تقديرات لمعاملات المجتمع الإحصائي β_1 وβ_0 ، كان لا بد من اختبار المعنوية الإحصائية لهذه المعلمات، ويعني ذلك اختبار ويعني ذلك اختبار فيما إذا كانت التقديرات التي تم الحصول عليها من العينة للمعلمات تختلف عن القيم الحقيقية لها بالمجتمع اختلافاً معنوياً أو لا تختلف.

قبل إجراء الاختبار يلزمنا معرفة تباين $(\hat{\beta}_1$ و$(\hat{\beta}_0)$ كما يلي[33] :

32 - - **R-Bourbonnais**, Économétrie, Op.Cit, p10.

33- **C. Dougherty**, Elements of Econometrics, University of London International Programmes, The London School of Economics And Political Science, Publications Office, Stewart House, 2014, p45-46.

$$Var(\widehat{\beta}_0) = \sigma_\varepsilon^2 \frac{\sum x_i^2}{n\sum(x_i-\bar{x})^2}$$
$$Var(\widehat{\beta}_1) = \sigma_\varepsilon^2 \frac{1}{\sum(x_i-\bar{x})^2}$$

وحيث أن σ_ε^2 غير معلومة، فإن تباين البواقي S^2 يستخدم كتقدير غير متحيز للتباين كما يلي :

$$s_\varepsilon^2 = \sigma_\varepsilon^2 = \frac{\sum(y_i-\bar{y})^2 - \widehat{\beta_1}\sum(x_i-\bar{x})(y_i-\bar{y})}{n-2}$$

لاختبار المعنوية الإحصائية لـ $(\widehat{\beta_1})$ و$(\widehat{\beta_0})$ فانه يجب استخدام توزيع ستودينت (T) لأن $(\widehat{\beta_1})$ و$(\widehat{\beta_0})$ تتبعان التوزيع الطبيعي ولكن تباينهما عن معلومتين حيث أن σ_ε^2 غير معلوم و كذلك $n < 30$ [34]

درجات الحرية هي $d_f = n-k = n-2$ لأنه في تحليل الانحدار البسيط يتم تقدير اثنين (2) من المعالم حيث :

N : عدد المشاهدات؛

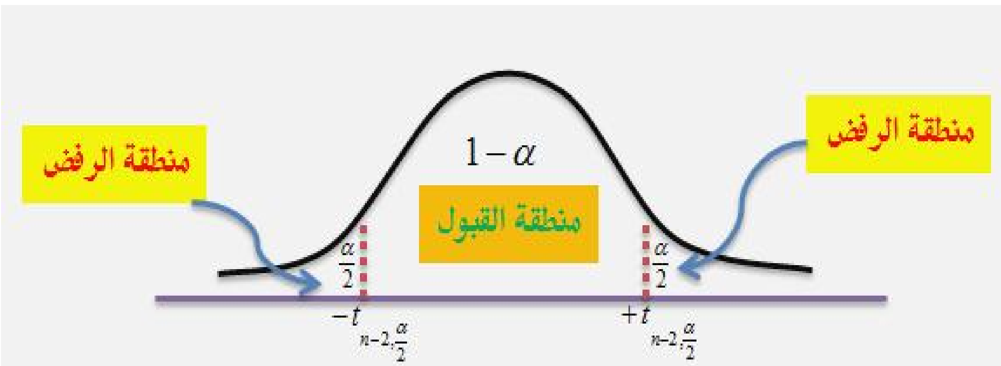
K : عدد المعالم المقدرة.

لاختبار المعنوية الإحصائية للمعلمتين $(\widehat{\beta_1})$ و$(\widehat{\beta_0})$ نستخدم الفرض الصفري H_0 والفرض البديل H_1 التاليين كما يلي[35] :

$H_0 :\ {}_1 = 0$ (فرضية العدم)

ضد : $H_1 :\ {}_1 \neq 0$ (الفرضية البديلة)

المرجو من تحليل الانحدار أن نرفض الفرض H_0 وأن نقبل الفرض البديل H_1 لأن كلا من $(\widehat{\beta_1})$ و$(\widehat{\beta_0})$ لا تساوي الصفر، مستخدمين اختبار له ذيلان كما يلي :



حيث :

$$t_c = \frac{\hat{\ }_1 - {}_1}{\pm\, \hat{\ }_1} \quad , \ t_{tab}(n-2;\alpha/2)$$

---

[34]– **هاري كليجيان، والاس أوتس**، مقدمة في الاقتصاد القياسي – المبادئ والتطبيقات–، تعريب : المرسي السيد حجازي و عبد القادر محمد عطية، (ط1، السعودية : جامعة الملك سعود، النشر العلمي والمطابع، 2001) ص149.

[35]- **Bruce E. Hansen**, Econometrics, University Of Wisconsin, January 16, 2015, P187.

$$t_c = \frac{\hat{}_{0} - {}_{0}}{£_{\hat{}_{0}}}$$

فإذا كان $t_{cal} > t_{tab}$ نقبل H_0 ونرفض H_1 .

فإذا كان $t_{cal} < t_{tab}$ نقبل H_1 ونرفض H_0 .

مثال تطبيقي

اعتمادا على بيانات المثال السابق اختبر عند معنوية 5 % معنوية المقدرتين $(\widehat{\beta_1})$ و$(\widehat{\beta_0})$

أولا : اختبار المعنوية لـ $(\widehat{\beta_0})$

$H_0 :\ {}_0 = 0$ (فرضية العدم)

ضد: $H_1 :\ {}_0 \neq 0$ (الفرضية البديلة)

حساب تباين البواقي s_ε^2 :

لدينا

$$s_\varepsilon^2 = \frac{\Sigma(y_i - \bar{y})^2 - \widehat{\beta_1}\Sigma(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n-2}$$

$$\Rightarrow s_\varepsilon^2 = \frac{\Sigma(y_i - \bar{y})^2 - \widehat{\beta_1}\Sigma(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n-2} = \frac{288 - [(-2.7857)(-78)]}{7-2} = 2.143$$

حساب قيمة t المحسوبة

$$t_c = \frac{\hat{}_{0} - {}_{0}}{£_{\hat{}_{0}}}$$

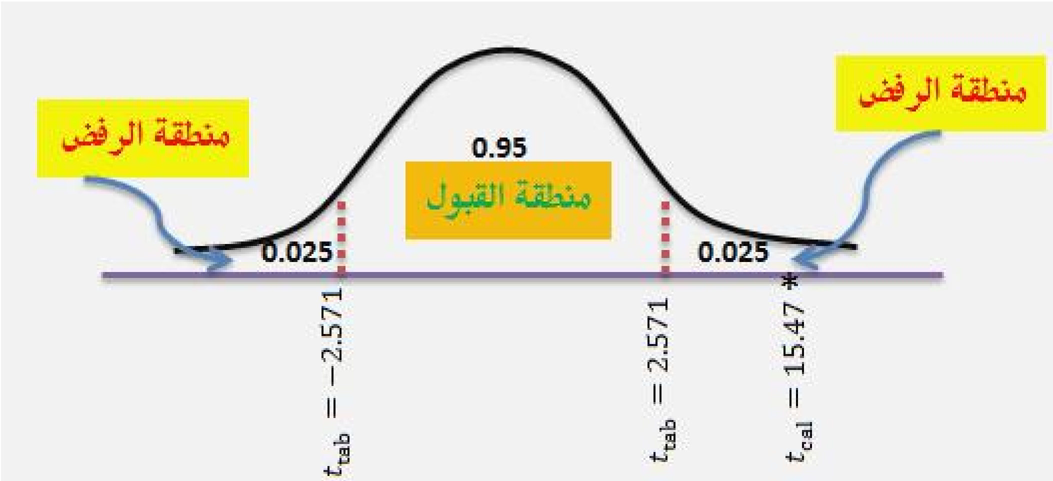
$$\delta_{\widehat{\beta_0}} = \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2(\Sigma(x_i)^2)}{n\Sigma(x_i - \bar{x})^2}} = \sqrt{\frac{2.143(140)}{7(28)}} = 1.23$$

إذن : $$t_c = \frac{19.143 - 0}{1.23} = 15.47$$

القرار

بما أن : $(t_{cal} = 15.47) > (t_{tab} = 2.571)$ إذن القرار نرفض H_0 مقابل قبول H_1

إذن المقدرة $(\widehat{\beta_0})$ تمتلك معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 5% (معادلة الانحدار لا تمر بنقطة الأصل)، ولتوضيح أكثر نستعين بالشكل التالي :



ثانيا) اختبار المعنوية لـ $(\widehat{\beta_1})$

$$H_0 : \beta_1 = 0 \text{ (فرضية العدم)}$$

$$\text{ضد :} \quad H_1 : \beta_1 \neq 0 \text{ (الفرضية البديلة)}$$

حساب قيمة t المحسوبة

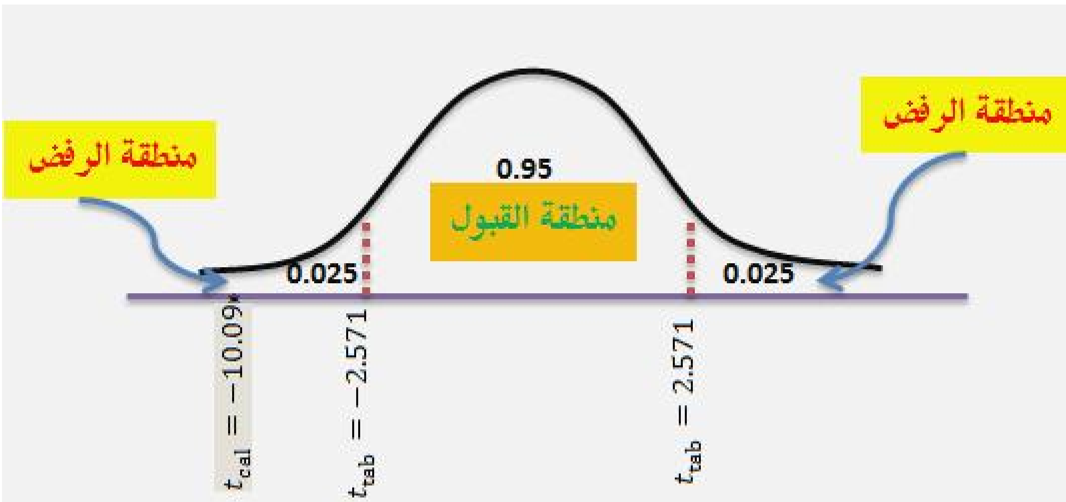
$$t_c = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}}$$

$$\delta_{\widehat{\beta_0}} = \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum(x_i - \bar{x})^2}} = \sqrt{\frac{2.143}{28}} = 0.27665$$

إذن : $t_c = \dfrac{-0.27857 - 0}{0.27665} = -10.09$

القرار

بما أن : $(t_{tab} = 2.571) < (t_{cal} = |-10.09|)$ إذن القرار نرفض H_0 مقابل قبول H_1 ، إذن المقدرة $(\widehat{\beta_1})$ تمتلك معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 5%، إذن توجد علاقة انحدار خطي بين y و x ولتوضيح أكثر نستعين بالشكل التالي :



2-5) حدود الثقة أو فترة الثقة لمعالم المجتمع[36]

يقصد بفترة الثقة تلك الحدود التي يمكن أن تقع داخلها معلمة المجتمع بدرجة ثقة معينة فعند مستوى معينة 5% فإن ذلك يعني أنه احتمال 95% أن تقع معلمة المجتمع داخل حدود فترة مقدرة، وباحتمال 5% أن تقع خارجها، ويسمى الاحتمال 95 % بمستوى الثقة.

في حالة $n \leq 30$ و σ^2 غير معروف :

$$\frac{\hat{\beta}_0 - \beta_0}{\sigma_{\hat{\beta}_0}} \rightsquigarrow t_{(n-2)}$$

$$\frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sigma_{\hat{\beta}_1}} \rightsquigarrow t_{(n-2)}$$

عند مستوى معنوية $(\alpha\%)$ يكون مجال الثقة لكلا المعلمين :

$$\Pr\left[-t_{n-2,\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\hat{\beta}_0 - \beta_0}{\sigma_{\hat{\beta}_0}} \leq +t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right] = 1-\alpha$$

$$\Pr\left[-t_{n-2,\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sigma_{\hat{\beta}_1}} \leq +t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right] = 1-\alpha$$

إذا ضربنا (داخل الاحتمال) كل الأطراف بواسطة $\sigma_{\hat{\beta}_0}$ $(\sigma_{\hat{\beta}_1})$ وأضفنا β_0 (β_1) لأطراف المتراجحة نجد :

$$\beta_0 \in \left[\hat{\beta}_0 - t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\sigma_{\hat{\beta}_0},\ \hat{\beta}_0 + t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\sigma_{\hat{\beta}_0}\right]$$

$$\beta_1 \in \left[\hat{\beta}_1 - t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\sigma_{\hat{\beta}_1},\ \hat{\beta}_1 + t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\sigma_{\hat{\beta}_1}\right]$$

$t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$: القيمة الحرجة لتوزيع Student بدرجة حرية $n-2$ و نسبة معنوية $(\alpha\%)$ ونجد من جدول التوزيع القيمة المحسوبة.

ملاحظة : في حالة قبول فرض العدم H_0 عند اختبار معنوية الثابت أو معامل الانحدار $(\widehat{\beta_1})$ فإنه لا يكون هناك حاجة لتحديد حدود الثقة لمعا لم المجتمع الحقيقة.

مثال تطبيقي

اوجد حدود الثقة لمعا لم معادلة الانحدار لدالة الطلب للمثال السابق؟

يمكن بناء مجالات ثقة للمعا لم:

$$\beta_0 \in \left[\hat{\beta}_0 - t_{0.025}\sigma_{\hat{\beta}_0},\ \hat{\beta}_0 + t_{0.025}\sigma_{\hat{\beta}_0}\right]$$

$$\beta_1 \in \left[\hat{\beta}_1 - t_{0.025}\sigma_{\hat{\beta}_1},\ \hat{\beta}_1 + t_{0.025}\sigma_{\hat{\beta}_1}\right]$$

حيث $t_{0.025}$ هي القيمة الحرجة لتوزيع ستيودنت بنسبة معنوية 5% ودرجة حرية $n-2=5$ والتي تعادل القيمة 2.570 في جدول توزيع ستيودنت. بالتطبيق العددي لدينا :

$$\beta_0 \in [19.14 - 2.570 \times 1.23,\ 19.14 + 2.570 \times 1.23]$$

أي :

$$\beta_0 \in [15.963\ ,22.32]$$

---

36 – **محمد شيخي**، طرق الاقتصاد القياسي–محاضرات وتطبيقات–، مرجع سبق ذكره، ص24.

و $\quad {}_1 \in [-2.78 - 2.570 \times 0.27 \ , \ -2.78 + 2.57 \times 0.27]$

هذا يعني : $\quad {}_1 \in [-3.49 \ , -2.07]$

التفسير الإحصائي لمجال الثقة

لو أجرينا المعاينة الإحصائية لمئة عينة وتحصلنا على 100 مجال لمعلمة المجتمع $_1$ لوجدنا 95 مجال تكون فيه معلمة المجتمع محصورة بين -3.47 و -2.07 وخمس (5) مجالات تكون معلمة المجتمع خارج مجال حدود الثقة.

كذالك لو أجرينا المعاينة الإحصائية لمئة عينة وتحصلنا على 100 مجال لمعلمة المجتمع $_0$ لوجدنا 95 مجال تكون فيه معلمة المجتمع محصورة بين 15.96 و 22.32 وخمس (5) مجالات تكون معلمة المجتمع خارج مجال حدود الثقة.

2-6) إختبار الكشف عن الارتباط الذاتي بين الأخطاء

من بين الافتراضات الكلاسيكية التي وضعناها من قبل لتقدير معالم نموذج الانحدار، هو استقلال القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية معينة عن القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية سابقة لها. أي :

$$Cov(\pounds_i, \pounds_j) = 0, \quad \forall i \neq j$$

وإذا تم إسقاط هذا الافتراض فإن ذلك يدل على وجود ما يسمى بالارتباط الذاتي.

2-6-1) أسبابه وطرق كشفه

ينشأ الارتباط الذاتي من عدة أسباب منها[37] :

- إهمال بعض المتغيرات التفسيرية في النموذج المراد تقديره.
- الصياغة الرياضية الخاطئة للنموذج.
- عدم دقة بيانات السلاسل الزمنية.

أما وجوده يؤثر سلبا على نتائج المربعات الصغرى العادية من حيث :

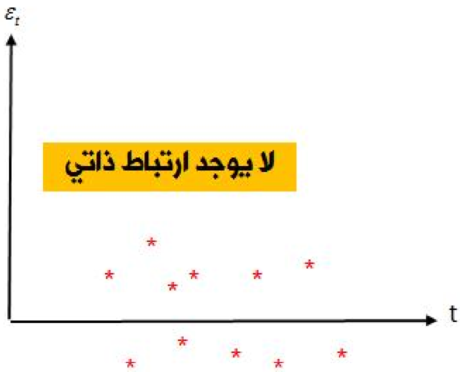
- سوف تكون المقدرات غير متحيزة.
- تباين مقدرات النموذج سوف لا يكون أقل ما يمكن.

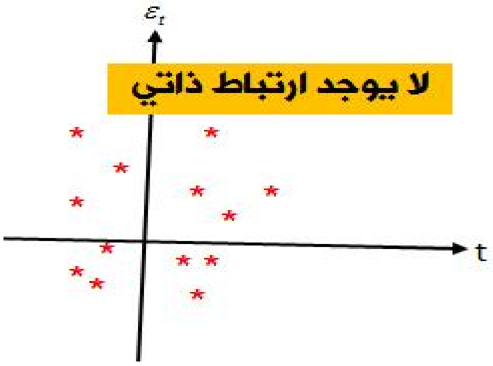
لذلك تستعمل عدة اختبارات للكشف على هذا الاختلال منها ما يلي :

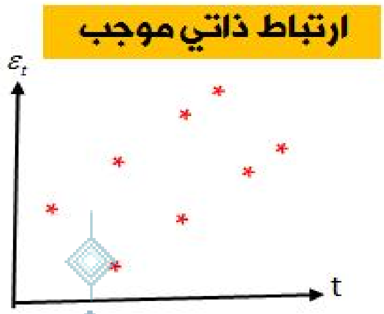
2-6-1-1) الطريقة البيانية

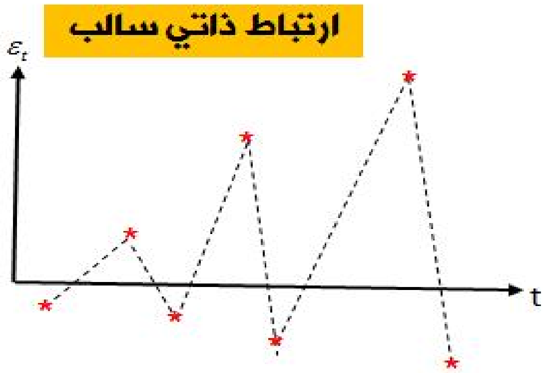
يمكن الكشف عن الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية باستخدام الطريقة البياني، حيث يتم إجراء انحدار المربعات الصغرى العادية ونم ثم تحسب البواقي، ثم يتم رسم البواقي في أشكال بيانية عبر الزمن وذلك بملاحظة الاتجاه العام للبواقي بمجرد النظر.

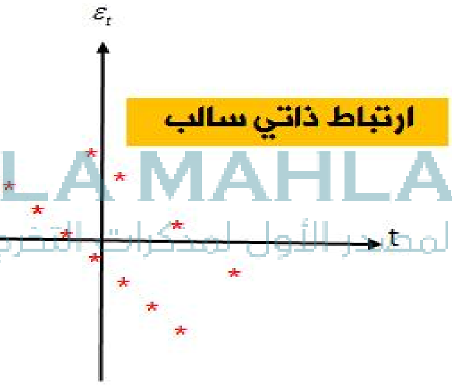
[37] - **R-Bourbonnais**,Econometrie, Op.Cit, P122.











إن هذه الطريقة تقريبية وليست كافية للدلالة على وجود المشكلة بل يجب استكمال الطريقة البيانية ببعض الطرق الأخرى.

2-1-6-2) اختبار دراربين واتسون Durbin-Watson test (1950 et 1951)

تستعمل هذه الاختبار للكشف عن وجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي للأخطاء في النموذج المقدر. لقد تم اكتشاف هذا الاختبار من طرف الباحثين داربين وواتسون سنة 1949، حيث يصلح هذا الاختبار في نموذج يحتوي على ارتباط ذاتي للأخطاء من المرتبة الأولى (1)AR أي وجود ارتباط بين القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية معينة والقيمة المقدرة لحد الخطأ في الفترة الزمنية السابقة لها مباشرة، حيث نموذج الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى يتحدد من خلال المعادلة التالية[38] :

$$e_t = pe_{t-i} + £_t \qquad t = 1.....n$$

حيث:

P: معامل الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى. $-1 \le p \le +1$

لذا يجب إجراء اختبار وجود أو عدم وجود الارتباط الذاتي طبقا للفرضيات التالية :

[38] -**R-Bourbonnais**, Ibid, p123.

$$\begin{cases} H_0 : p = 0 \\ H_A : p \neq 0 \end{cases}$$

ومن أجل اختبار فرضية العدم H0 يجب حساب إحصائية داربين واتسون DW والتي صيغتها على الشكل التالي[39] :

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^{n} (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}$$

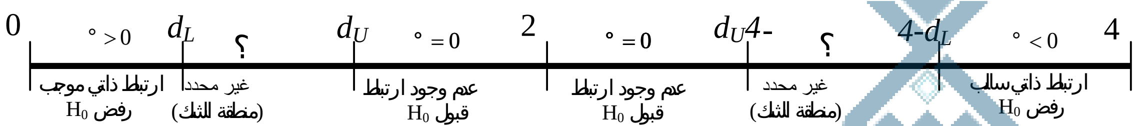
حيث: $0 \leq DW \leq 4$

e_i: القيمة المقدرة لمعامل المتغير العشوائي.

أو $DW = 2(1-P)$ حيث أن DW تمثل القيمة المحسوبة للاختبار وتأخذ قيمها بين 0 و 4 . ويتضح من المعادلة السابقة أنه إذا كانت P = 0 فإن: $DW \cong 2$

ويوضح الشكل التالي قيم d (القيم الجدولية للاختبار)، التي تشير إلى وجود أو عدم وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى الموجب أو السالب، أو التي تجعل نتيجة الاختبار غير محددة، وتوجد قيم كل من الحدين الأعلى والأدنى في الجدول الإحصائي الخاص بهما. (d_L, d_U)

مناطق القبول والرفض لاختبار Durbin-Watson



بالاعتماد على الشكل أعلاه يمكن أن تستخرج نتيجة الاختبار DW كالآتي[40] :

☑ إذا كانت $DW \langle d_L$ أو $DW \rangle 4 - d_U$ يرفض H0 .

☑ إذا كانت $d_u \langle DW \rangle 4 - d_u$ يقبل H0 .

☑ إذا كانت $4 - d_U \leq DW \leq 4 - d_L$ أو $d_L \leq DW \leq d_U$ تكون نتيجة الاختبار غير محددة، ومن ثم يجب إضافة بيانات أكثر.

ويلاحظ على اختبار داربين واتسون الآتي :

❶ لا يصلح هذا الاختبار إذا كان أحد المتغيرات التفسيرية هي القيم المؤخرة للمتغير التابع وهذا ما سنحاول تفاديه بقدر الإمكان عند تقدير النماذج.

❷ يعطي اختبار داربين واتسون في بعض الحالات نتائج غير حاسمة، وقد يرجع ذلك إلى صغر حجم العينة مع كبر عدد المتغيرات التفسيرية، وقد اقترح بعض الإحصائيين زيادة حجم العينة للتغلب على هذا العيب.

❸ لا يصلح هذا الاختبار أعلاه إلا في حالة النمط البسيط للارتباط التسلسلي، وهذا هو النمط الشائع في أغلب البحوث التطبيقية.

---

[39]- ***Jack Johnston – John Dnardo*** , Econometriques , *(4[e]editin , Edition Economica , 2001) , p. 186.*

[40] - **R-Bourbonnais**,Econometrie, Op.Cit, p124.

مثال تطبيقي

اعتماداً على بيانات المثال السابق، اختبر وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء باستخدام اختبار داربين واتسون.

e^2	$(e_t-e_{t-1})^2$	e_t-e_{t-1}	الخطأ العشوائي (e)	القيمة المقدرة	القيمة الحقيقية
2.70	1.47	1.21	1.64	16.36	18
0.18	4.90	2.21	0.43	13.57	14
3.19	0.62	-0.79	-1.79	10.79	9
1.00	0.05	0.21	-1.00	8.00	7
1.47	3.19	-1.79	-1.21	5.21	4
0.33	0.62	-0.79	0.57	2.43	3
1.84	-	-	1.36	-0.36	1
10.71	**10.85**	**0.29**	المجموع		

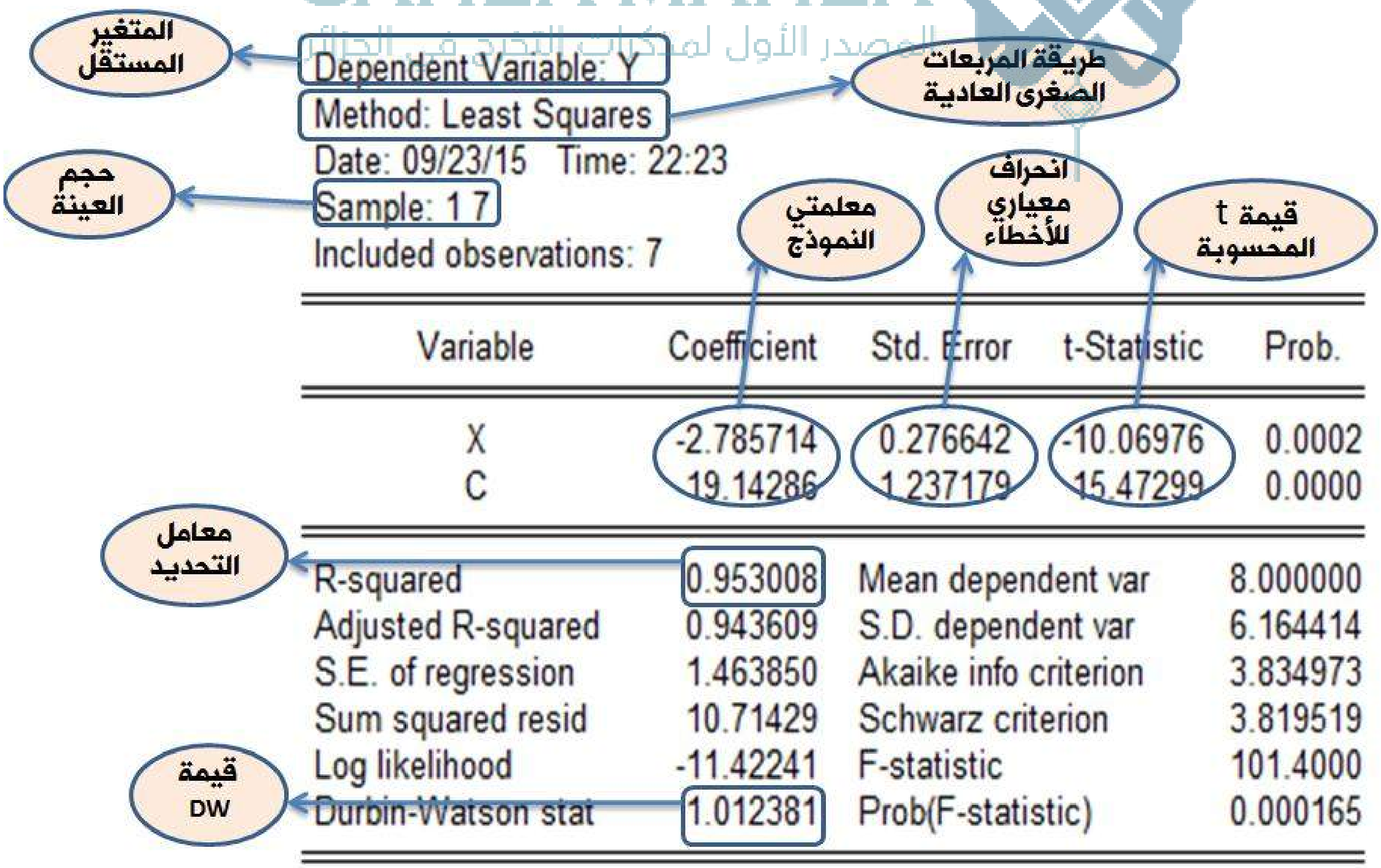
من خلال بيانات الجدول أعلاه يتضح أن :

$$DW=\frac{\sum_{i=2}^{n}(e_i-e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^{n}e_i^2}\Rightarrow DW=\frac{10.85}{10.71}\Rightarrow DW=1.012$$

يمكن استخراج الحد الأدنى ($d_l=0.7$) والحد الأعلى ($d_u=1.356$) لما $k=1$ (يشير k إلى عدد المتغيرات المستقلة للنموذج) من جداول DW بالملحق.

نلاحظ أن : $d_L\le(DW=1.012)\le d_U$ حيث تكون نتيجة الاختبار غير محددة.

ويمكن تلخيص نتائج المثال السابق وفق الجدول التالي :



الفصل الثالث : الاقتصاد القياسي المالي التطبيقي
نموذج تسعير الأصول المالية نموذجا
Capital Asset Pricing Model (CAPM)

تمهيد

لقد خطت نظريات التمويل والاستثمار خطوات كبيرة خلال العقود الماضية، نحو كيفية التعامل مع المخاطر (Risk) عند اختيار الاستثمارات المناسبة. ففي خلال هذه الفترة الزمنية أجريت العديد من الدراسات للتوصل إلى نماذج كمية تحدد المقياس الملائم لمخاطر أي أصل استثماري (Capital Asset). وقد كان ماركويتز (MARKOWITZ, 1952) أول من ناقش مفهوم المخاطر وارتباطها بتقلبات العائد، واقترح كنتيجة لهذه العلاقة وسيلة لقياس المخاطر تمثلت في الانحراف المعياري وبعدها نادى في عام 1959 بضرورة ربط المخاطر بالعائد بحيث يتم اختيار الاستثمارات ذات المخاطر الأقل في حالة تساوي عوائدها.

وقد طورت فكرة ماركويتز من قبل شارب (SHARPE, 1964, 1963) حيث أضاف افتراضه بإمكانية المستثمر الاقتراض بمعدل عائد يساوي المعدل الخالي من المخاطر وهي الأذونات الحكومية وشهادات الإيداع. وبعدها طورت الفكرة من قبل عدد من الباحثين (LINTNER, 1965)، (MOSSIN, 1966)، (HAMADA, 1972) حتى توصلوا في النهاية إلى نموذج يعرف بنموذج تسعير الأصول الرأسمالية (Capital Asset Pricing Model) (CAPM) والذي يمكن استخدامه ليس في سوق الأوراق المالية فحسب، وإنما في تقييم جميع الأصول الاستثمارية على اختلاف أنواعها[41].

ويعتبر هذا النموذج أحد الأمثلة للتطبيقات في الانحدار البسيط، وهو يتعرض لقياس العلاقة بين تنويع المحفظة المالية والمخاطرة، والعلاقة بين معدل العائد والمخاطرة، والعلاقة بين مخاطرة أصل ما ومخاطرة السوق ككل.

وسوف نتناول هذه النقاط في ثلاث محاور :

المحور الأول : العلاقة بين درجة التنويع والمخاطرة؛

المحور الثاني : العلاقة بين العائد والمخاطرة؛

المحور الثالث : العلاقة بين مخاطرة الأصل ومخاطرة السوق.

[41] – **قاسم نايف علوان، ابراهيم محمد الزعلوك**، أثر تغير العائد المتحقق على العائد المطلوب في ظل نموذج (CAPM) (دراسة تطبيقية)، (مجلة العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة فرحات عباس سطيف، العدد 5، 2005)، ص 8.

3–1) النموذج الأول : علاقة التوزيع بدرجة المخاطر[42]

يهدف هذا النموذج إلى تفسير اختلاف عوائد الأوراق المالية المختلفة وتقلبها عبر الزمن والتنبؤ بسلوك هذه العوائد في المستقبل، ويستخدم هذا النموذج عددا من المتغيرات التي يمكن الإشارة إليها فيما يلي :

3–1–1) معدل العائد على الأصل المالي (Return) r

هو المقابل الذي يتوقع المستثمر الحصول عليه في المستقبل مقابل الأموال التي يدفعها من أجل حيازة أداة الاستثمار[43].

ويعرف رياضياً معدل العائد (r) لاستثمار مالي معين خلال فترة زمنية معينة بالصيغة التالية :

$$r = \frac{p_1 - p_0 + d}{p_0}$$

حيث :

p_0 : السعر السوقي للأصل في نهاية الفترة (سعر البيع)؛

p_1 : السعر السوقي للأصل في بداية الفترة (سعر الشراء)؛

d : الربح الموزع على الأصل خلال الفترة (التوزيعات النقدية).

ويلاحظ أن عائد الأصل بهذه الطريقة يحتوي على مكونين، **العائد الجاري أو الدوري** الذي يوزع على حامل الأصل كل فترة معينة وهو يتمثل في الربح الموزع d، **والعائد الرأسمالي** فهو يتمثل في الفرق بين قيمة الأصل بين الفترتين النهاية والبداية $(p_1 - p_0)$.

3–1–2) مخاطرة الاستثمار في أصل مالي معين (Risk)

كن تعريف المخاطرة على أنها درجة عدم التأكد الجزئي تجاه قيمة الأصل في المستقبل (أو قيمة تدفقاته المستقبلية) فالعائد المحقق مستقبلا فيما بعد (Ex-Post) يختلف نسبيا عن العائد المتوقع من قبل (Ex-Ante)، وهو ما يعرف إحصائيا بتشتت القيم المحققة مقارنة بالقيمة المتوقعة، وبالتالي فهي تعد من العوامل التي تؤثر على قرار الاستثمار في الأصول المالية، كما تشير إلى مدى التقلب في معدل العائد عبر الزمن. ولذا فهي مقياس إحصائي لانتشار توزيع العوائد المحتملة حول قيمتها المتوقعة كما يلي :

$$\text{¢}_r = \sqrt{\frac{\sum (r_i - \bar{r})^2}{n-1}}$$

ويلاحظ انه كلما زاد الانحراف المعياري لمعدلات العائد كلما دل ذلك على زيادة درجة المخاطرة، وكلما قل الانحراف المعياري كلما دل ذلك على انخفاض درجة المخاطرة. وعندما يكون الانحراف المعياري لمعدلات عائد أصل مالي معين مساوياً للصفر فإن هذا يشير إلى أن الاستثمار في هذا الأصل يكون خاليا من المخاطرة ويسمى (Risk Free Asset). ومن أبرز الأمثلة على الأصول الخالية من المخاطرة أذون الخزانة لمدة شهر، حيث أن معدل عائدها مضمون من قبل الحكومة. ويلاحظ عموماً إذا تساوى معدل العائد بالنسبة لأصلين ماليين، فإن المستثمر يختار أقلهما مخاطرة، مما يشير إلى أن درجة المخاطرة تؤثر في قرار الاستثمار وجدير بالذكر أن الفرق بين معدل العائد الفعلي لأي أصل ومعدل العائد الخالي من المخاطرة يعتبر بمثابة علاوة المخاطرة (Risk

---

[42] – **عبد القادر محمد عبد القادر عطية**، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، مرجع سابق، ص 653.

[43] - **أحمد عمر القيشاوي**، تقرير حول : الحد الكفء في نظرية المحفظة، (الجامعة الإسلامية غزة، ديسمبر 2004)، ص03.

Premium)[44] أو ما يسمى بثمن المخاطرة (Price Of Risk) وهو تعويض عن حرمان المستثمر من الاستعمال الحالي لأصوله مضافاً إليها العائد الذي يعوض المستثمر عن المخاطر المرتبطة بالمحفظة المالية.

3-1-3) معدل العائد ودرجة المخاطرة للمحفظة المالية (Portfolio)[45]

للقيام بالمفاضلة بين محفظة مالية وأخرى، يحتاج الأمر عند إذن للإشارة إلى متوسط معدل العائد للمحفظة المالية، ودرجة المخاطرة بالنسبة للمحفظة المالية.

متوسط معدل العائد المرجح للمحفظة المالية : يمكن صياغته بالعلاقة التالية : $r_p = \sum r_i w_i$

درجة المخاطرة للمحفظة المالية : $\sigma^2 = w_1^2\sigma_1^2 + w_2^2\sigma_2^2 + 2w_1w_2\sigma_1\sigma_2 r_{1.2}$

σ^2 : تباين معدلات العائد لأصول المحفظة ككل؛

σ_1^2, σ_2^2 : تباين معدلات عائد الأصل الأول والثاني؛

w_1, w_2 : الوزن النسبي للأصل الأول والثاني.

$r_{1,2}$: معامل الارتباط بين معدلات عائد الأصل الأول والثاني.

ويتم الحصول على درجة المخاطرة من خلال الانحراف المعياري الذي يمثل $\sqrt{\sigma^2}$ ويلاحظ وفقاً للمعادلة أعلاه أنه في حالة $r_{1.2} = 1$ فإن درجة المخاطرة تكون عند حدها الأقصى، وتصل درجة المخاطرة لحدها الأدنى عندما يكون الارتباط عكسيا تاما $r_{1.2} = -1$ حيث تصبح : $\sigma^2 = w_1^2\sigma_1^2 + w_2^2\sigma_2^2 - 2w_1w_2\sigma_1\sigma_2 r_{1.2}$ وهذا يعني أن كل انخفاض في معدل عائد الأصل الأول يكون مصحوبا بزيادة عائدا الأصل الثاني بنفس المقدار وهو ما يقلل من عمق الخسارة التي يتحملها صاحب المحفظة.

وفي الحالة المتطرفة التي تكون فيها : $\sigma_1 = \sigma_2$ و $w_1 = w_2$ فإن المخاطرة تنعدم :

$$\sigma^2 = 0$$

$$\Rightarrow w_1^2\sigma_1^2 + w_2^2\sigma_2^2 = 2w_1w_2\sigma_1\sigma_2 r_{1.2} = 0$$

[44] - **عبد القادر محمد عبد القادر عطية**، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، مرجع سبق ذكره، ص 655.

[45] - المرجع نفسه.

ويعني مما سبق أن درجة المخاطرة للمحفظة بوجه عام لا تعتمد فقط على درجة المخاطرة لكل أصل مالي على حدا، وإنما أيضاً على درجة الارتباط بين العوائد الخاصة بالأصول المختلفة داخل المحفظة[46]، وهذا ما قدمته نظرية المحفظة لـ **Markowitz** فيما

نتيجة كلما زادت درجة تنويع المحفظة المالية كلما قلت درجة المخاطرة بشرط أن يقل الارتباط بين عوائد الأصول المختلفة. ولقد أثبتت الدراسات التطبيقية أن زيادة التنوع تقلل من درجة المخاطرة، ولكن ليست العلاقة بينهما خطية حيث اتضح أن تأثير درجة التنوع على درجة المخاطرة يتناقص مع زيادة درجة التنوع؛ ويرجع هذا أساسا إلى أن هناك نوعين من المخاطرة، **مخاطرة خاصة** (Specific Risk) **ومخاطرة السوق** (Market Risk). أما عن المخاطرة الخاصة فهي المخاطرة التي يمكن أن تواجه شركة ما نتيجة لظروفها الخاصة مثل فساد الإدارة فيها، ومثل هذا النوع من المخاطرة لا يتكرر بالنسبة لجميع الشركات فهو إن حدث في شركة قد لا يحدث في أخرى، ومن ثم فإن تنويع المحفظة المالية من خلال الاستثمار في أسهم عدد كبير من الشركات يقلل من درجة المخاطرة الخاصة، ويسمى هذا النوع من المخاطرة بالمخاطرة العشوائية. أما مخاطرة السوق فهي المخاطرة التي ترجع لحدوث تغيرات على مستوى الاقتصاد ككل وتتعرض لها جميع الشركات بنفس الدرجة مثل حدوث تغير في النظام السياسي أو حدوث انكماش اقتصادي عام، فمثل هذا النوع من المخاطرة لا يمكن تقليله بزيادة درجة التنويع لأن جميع الأسهم تتأثر به، ولذا يسمى **بالمخاطرة المنتظمة** (Systematic Resk)، لأنه يتكرر لجميع الشركات.

يخص مفهوم التنويع باستخدام درجة الارتباط بين عوائد الأصول المالية.

مثال تطبيقي

افترض أن محللا ماليا قام بتقدير الانحراف المعياري لمعدلات العائد الخاصة بعدد 15 محفظة مالية ذات أحجام مختلفة خلال فترة 10 شهور فوجدها على النحو الموضح بالجدول التالي:

15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	Obs
4	4.2	4.3	4.5	4.7	5	5.4	5.75	6.4	7	8	9.5	12	17	32	S
15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	V

حيث : S: الانحراف المعياري للمحفظة ، V: درجة التنوع في المحفظة مقاسة بعدد الأوراق المالية فيها.

المطلوب :

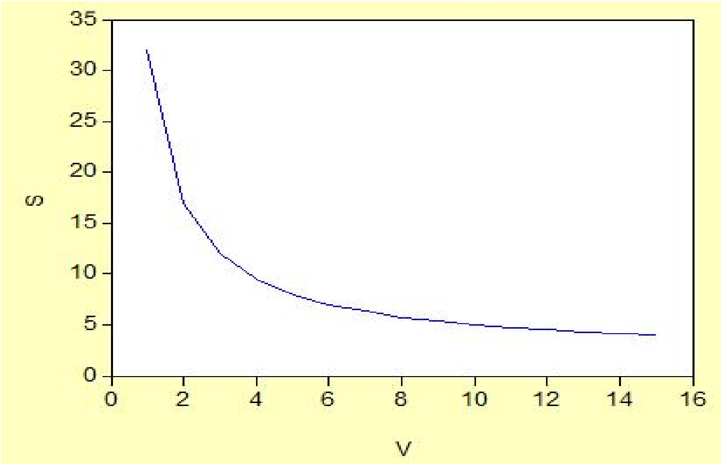
1) تقدير العلاقة بين درجة التنوع ودرجة المخاطرة.
2) ماهو الحد الأدنى الذي لا تنخفض درجة المخاطرة دونه مهما زادت درجة التنوع.
3) ماذا يترتب عن زيادة حجم المحفظة بمقدار ورقة مالية.
4) ماذا يترتب عن زيادة حجم المحفظة بمقدار 10 من المئة.

[46]- المرجع نفسه، ص 657.

الإجابة

1) تقدير العلاقة بين درجة التنوع ودرجة المخاطرة

برسم شكل الانتشار بين درجة المخاطرة ودرجة التنوع نجد أنها غير خطية على النحو التالي :



ومن ثم فإن صيغة التحويل لمقلوب هي إحدى الصيغ الملائمة لتقدير هذه العلاقة وهي تتمثل في :

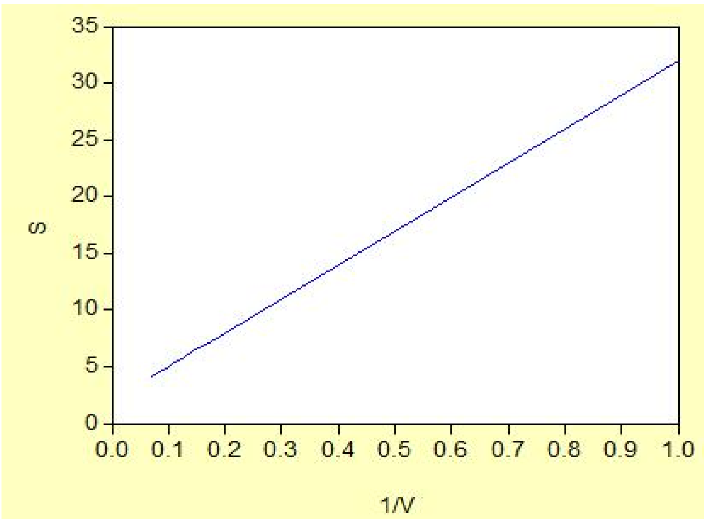
$$s = a + b\frac{1}{v} + \varepsilon$$

ويلاحظ في هذه الحالة أن تفاضل درجة المخاطرة بالنسبة لدرجة التنوع تساوي :

$$\frac{\delta s}{\delta v} = -\frac{b}{v^2}$$

وهو ما يعني أن الميل سالب ومتغير ومن ثم فإن العلاقة بين درجة المخاطرة والتنويع علاقة عكسية وغير خطية. وحيث أن مقلوب v هو $V_1 = \frac{1}{v}$ إذن العلاقة المراد تقديرها هي : $\hat{S}_i = \hat{a} + \hat{b}v_{1i}$

وبالتالي تصبح العلاقة الأخيرة وفق الشكل التالي :



وبتقدير هذه الصيغة الأخيرة وباستخدام العلاقة التالية :

$$\begin{cases} \hat{\beta}_1 = \dfrac{n\sum_i X_i Y_i - \sum_i X_i \sum_i Y_i}{n\sum_i X_i^2 - \left(\sum_i X_i\right)^2} \\ \hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X} \end{cases}$$

فإننا نحصل على النتائج الموضحة بالجدول التالي :

V_1^2	$V_1 \times (S)$	$V_1 = \frac{1}{V}$	V	S	Obs
1	32	1	1	32	1
0.250	8.5	0.500	2	17	2
0.111	4	0.333	3	12	3
0.063	2.375	0.250	4	9.5	4
0.040	1.6	0.200	5	8	5
0.028	1.166	0.167	6	7	6
0.020	0.914	0.143	7	6.4	7
0.016	0.718	0.125	8	5.75	8
0.012	0.6	0.111	9	5.4	9
0.010	0.5	0.100	10	5	10
0.008	0.427	0.091	11	4.7	11
0.007	0.375	0.083	12	4.5	12
0.006	0.330	0.077	13	4.3	13
0.005	0.3	0.071	14	4.2	14
0.004	0.266	0.067	15	4	15
1.580	54.074	3.318	120	129.75	المجموع

$$\bar{S} = \frac{129.75}{15} = 8.65$$

$$\bar{V_1} = \frac{3.318}{15} = 0.221$$

وبتعويض المقادير المختلفة في العلاقة أعلاه نحصل على ما يلي :

$$\hat{b} = \frac{15(54.074) - (129.75)(3.318)}{15(1.58) - 3.318^2} = 29.97$$

$$\hat{a} = 8.65 + 29.97(0.221) = 2.01$$

إذن نموذج العلاقة بين درجة التنوع ودرجة المخاطرة كما يلي :

$$S_i = 2.01 + 29.97 v_{1i}$$

اختبار معنوية معالم النموذج عند مستوى معنوية 5%

أولا : اختبار المعنوية لـ $(\hat{a})$

$H_0 : a = 0$ (فرضية العدم)

ضد: $H_1 : a \neq 0$ (الفرضية البديلة)

حساب تباين البواقي

لدينا

$$s_\epsilon^2 = \frac{\sum(s-\bar{s})^2 - \hat{b}\sum(v_1-\overline{v_1})(s-\bar{s})}{n-2}$$

$$\Rightarrow s_\epsilon^2 = \frac{760.57-[(29.97)(25.37)]}{15-2} = 0.001411$$

حساب قيمة t المحسوبة

$$t_c = \frac{\hat{a}-a}{\pounds_{\hat{a}}}$$

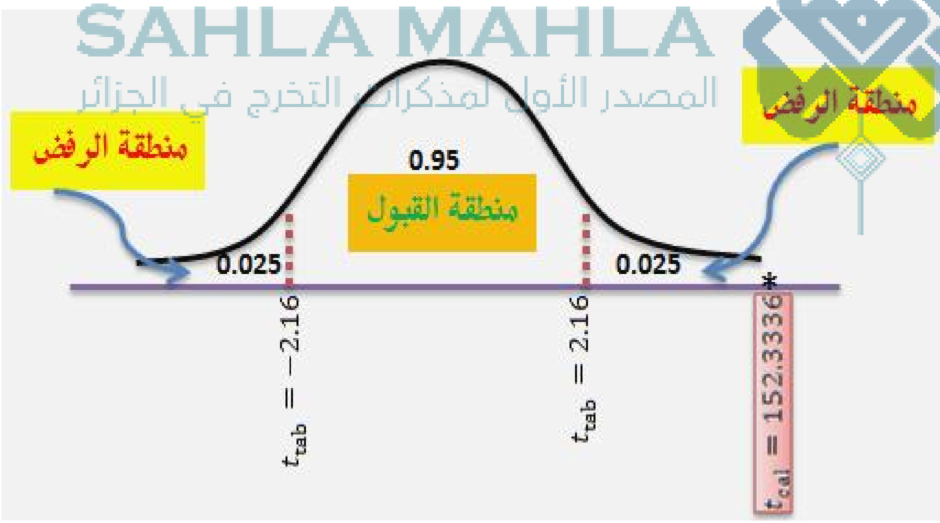
$$\overline{\delta_{\hat{a}}} = \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2 \sum(v_1)^2}{n\sum(v_1-\overline{v_1})^2}} = \sqrt{\frac{0.001411(1.58)}{15(0.846)}} = 0.013253$$

إذن : $t_c = \frac{2.01-0}{0.013253} = 152.3336$

القرار

بما أن : $(t_{tab} = 2.16) < (t_{cal} = 152.3336)$ إذن القرار نرفض H_0 مقابل قبول H_1

إذن المقدرة $(\hat{a})$ تمتلك معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 5% (معادلة الانحدار لا تمر بنقطة الأصل)، ولتوضيح أكثر نستعين بالشكل التالي :



ثانيا) اختبار المعنوية لـ $(\hat{b})$

$H_0 : b = 0$ (فرضية العدم)

ضد : $H_1 : b \neq 0$ (الفرضية البديلة)

حساب قيمة t المحسوبة

$$t_c = \frac{\hat{b}-b}{\pounds_{\hat{b}}}$$

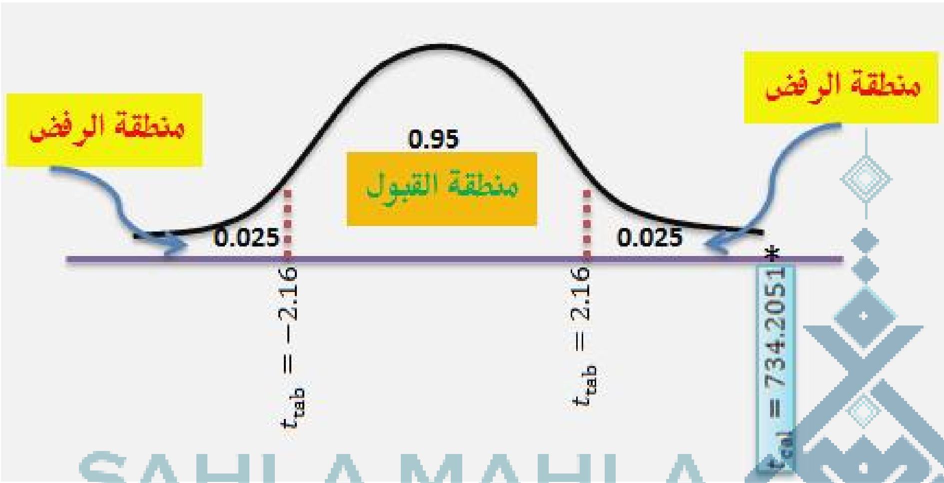
$$\overline{\delta_{\hat{b}}} = \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum(v_{1_i}-\bar{v}_1)^2}} = \sqrt{\frac{0.001411}{0.846}} = 0.040828$$

إذن : $t_c = \dfrac{29.97-0}{0.040828} = 734.2051$

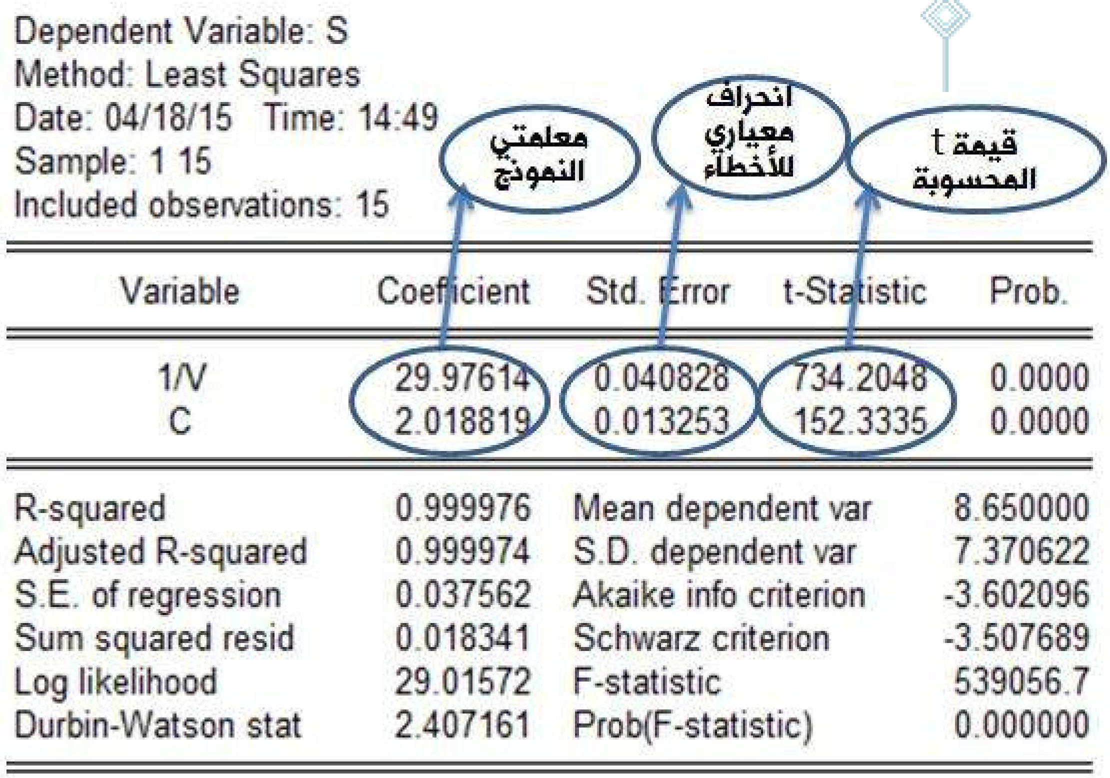
القرار

بما أن : $(t_{tab} = 2.16) < (t_{cal} = 734.2051)$ إذن القرار نرفض H_0 مقابل قبول H_1

إذن المقدرة $(\hat{b})$ تمتلك معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 5%، إذن توجد علاقة انحدار خطي بين S و V_1 ولتوضيح أكثر نستعين بالشكل التالي :



ويمكن تلخيص إجابة السؤال الأول في مخرجات برنامج EViews 4 كما يلي :



Dependent Variable: S
Method: Least Squares
Date: 04/18/15 Time: 14:49
Sample: 1 15
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1/V	29.97614	0.040828	734.2048	0.0000
C	2.018819	0.013253	152.3335	0.0000

R-squared	0.999976	Mean dependent var	8.650000
Adjusted R-squared	0.999974	S.D. dependent var	7.370622
S.E. of regression	0.037562	Akaike info criterion	-3.602096
Sum squared resid	0.018341	Schwarz criterion	-3.507689
Log likelihood	29.01572	F-statistic	539056.7
Durbin-Watson stat	2.407161	Prob(F-statistic)	0.000000

2) الحد الأدنى الذي لا تنخفض درجة المخاطرة دونه مهما زادت درجة التنوع

الحد الأدنى الذي لا تنخفض درجة المخاطرة دونه مهما زادت درجة التنوع هو 2 وحدة انحراف معياري تقريبا.

3) يترتب عن زيادة حجم المحفظة بمقدار ورقة مالية

للإجابة على هذا السؤال نلجأ إلى حساب ميل العلاقة بين درجة المخاطرة ودرجة التنوع كما يلي :

إن المشتقة الأولى لدرجة المخاطرة (V) بالنسبة لدرجة التنوع (S) هي :

$$\frac{\delta s}{\delta v} = -\frac{29.97}{v^2}$$

فإذا كان حجم المحفظة 10 أوراق مالية فإن $\frac{\delta s}{\delta v} = -\frac{29.97}{100^2} = -0.2997$ ، وهو ما يعني أن زيادة حجم المحفظة بمقدار ورقة مالية عن هذا الحجم يترتب عليه انخفاض درجة المخاطرة بمقدار 0.3 وحدة انحراف معيار تقريبا.

4) يترتب عن زيادة حجم المحفظة بمقدار 10 من المئة

للإجابة على هذا السؤال نلجأ إلى حساب مرونة المخاطرة بالنسبة لدرجة التنوع كما يلي :

$$\xi_{s\,v} = \frac{\partial s}{\partial v} \times \frac{v}{s} = -\frac{b}{v^2} \times \frac{v}{s} = -\frac{b}{vs}$$

ومن ثم فإنه عندما يكون حجم المحفظة المالية 10 أوراق مالية فإن :

$$\xi_{s\,v} = -\frac{b}{vs} = -\frac{29.98}{10\times 5} = -0.599$$

وهو ما يعني أن زيادة حجم المحفظة بنسبة 10 من المئة يصاحبها انخفاض في درجة المخاطرة بنسبة 6 من المئة تقريباً.

3-2) النموذج الثاني : علاقة العائد بدرجة المخاطر[47]

نفرض أن المحفظة المالية لمستثمر ما تحتوي على مجموعتين من الأصول، تتمثل المجموعة الأولى في الأصول ذات العائد المتقلب وتسمى بمجموعة المخاطرة حيث أن متوسط العائد لها r_a وتباين معدلات هذا العائد هو $¢_a^2$ أما المجموعة الثانية فتحتوي على أصل واحد خال من المخاطرة ومعدل العائد بالنسبة له r_f وتباين هذا العائد $¢_f^2$ ومنه :

$$r_p = (1-w_a)r_f + w_a r_a \ldots\ldots(1)$$

حيث :

r_p: المتوسط المرجح لمعدل عائد المجموعتين من الأصول (عائد المحفظة المالية).

$$¢_p^2 = w_a^2 ¢_a^2 + (1-w_a)^2 ¢_f^2 + 2w_a(1-w_a)¢_a ¢_f\, p_{a.f} \ldots\ldots(2)$$

حيث $¢_p^2$ تعبر على درجة المخاطرة للمحفظة المالية.

لدينا $¢_f^2=0$ لأن أصل المجموعة الثانية خال من المخاطرة ومن هذا المنطلق فإن المعادلة رقم (2) تصبح :

$$¢_p^2 = w_a^2 ¢_a^2 \Rightarrow ¢_p = w_a ¢_a \Rightarrow w_a = \frac{¢_p}{¢_a} \ldots\ldots(3)$$

$$(1-w_a) = 1 - \frac{¢_p}{¢_a}$$

---

[47] - **عبد القادر محمد عبد القادر عطية**، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، مرجع سبق ذكره، ص 663.

نعوض في المعادلة رقم (1) فنجد :

$$r_p = (1 - \frac{\text{¢}_p}{\text{¢}_a}) r_{\text{¢}} + \frac{\text{¢}_p}{\text{¢}_a} r_a$$

$$= r_f - \frac{\text{¢}_p}{\text{¢}_a} r_f + \frac{\text{¢}_p}{\text{¢}_a} r_a$$

$$r_p = r_f + (\frac{r_a - r_f}{\text{¢}_a}) \text{¢}_p ....(4)$$

$$y = a + bx$$

وتمثل المعادلة رقم (4) حالة التوازن بين العائد والمخاطرة للمحافظ الكفأة، أي المحافظ التي تكون متنوعة تنويعاً جيداً، وبالتالي فهي تتعرض فقط للمخاطر المنتظمة[48]، كما تعبر المعادلة رقم (4) انحدار خطي بسيط بين معدل العائد للمحفظة المالية r_p ودرجة المخاطرة ¢_p وتحتوي هذا الانحدار على معلمتين هما كما يلي :

1) **المعلمة التقاطعية** : r_f و هي تمثل معدل العائد عند انعدام درجة المخاطرة أي عند ما يكون ¢_p يساوي الصفر، ويشير هذا إلى معدل العائد في حالة الأصول الخالية من المخاطرة مثل أذون الخزانة الأمريكية.

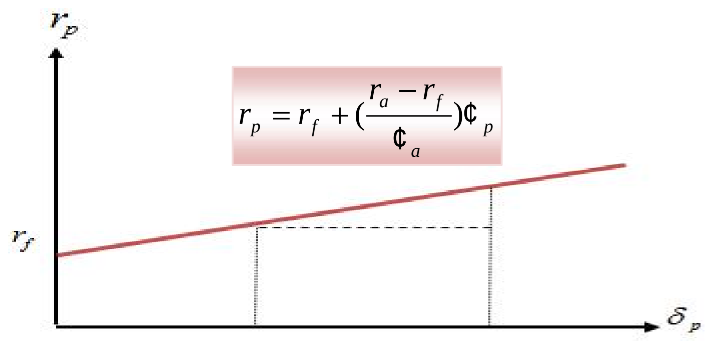
2) **المعلمة الانحدارية** : $b = \frac{r_a - r_f}{\text{¢}_a}$ وتمثل **علاوة المخاطرة** كنسبة، وتشير إلى مقدار التغير في عدل العائد نتيجة لتغير درجة المخاطرة بوحدة واحدة حيث :

$$\frac{\partial r_p}{\partial \sigma_p} = \frac{r_a - r_f}{\sigma_a}$$

ومن المتوقع أن تكون هذه المعلمة الانحدارية موجبة، حيث كلما زادت درجة المخاطرة σ_p أدى ذلك غلى زيادة معدل العائد بمقدار يعوض هذه الزيادة في المخاطرة.

ويمكن تمثيل علاقة الانحدار الخطي البسيط بهذا الشكل :

العلاقة بين درجة المخاطرة ومعدل العائد



➢ يمثل ميل خط الانحدار في الشكل أعلاه علاوة المخاطرة كنسبة من الانحراف المعياري لعوائد مجموعة المخاطرة. وتسمى علاوة المخاطرة **بسعر المخاطرة** أحياناً؛

---

48 – **بلجيلية سمية**، أثر التضخم على عوائد الأسهم-دراسة تطبيقية لأسهم مجموعة من الشركات المسعرة في بورصة عمان للفترة (1996-2006)-، رسالة ماجيستير، جامعة منتوري قسنطينة، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، قسم علوم التسيير، 2009/2010، ص73.

- إذا كانت المحفظة المالية تحتوي على مجموعة المخاطرة دون الأصول الخالية من المخاطرة فإن : $r_a = r_p$ ، حيث وفقا للمعادلة (1)، $w_a = 1$ وبالتالي : $r_a = r_p$ ، ووفقاً للمعادلة رقم (3) فإن : $\sigma_a = \sigma_p$ ، وبالتالي : $r_a = r_p$ وفقا للمعادلة رقم (4).

مثال تطبيقي

افترض أن سوق الأوراق المالية تحتوي على 3 أصول مالية 1 ، 2 أسهم عادية، 3 أذون الخزانة –فترة استحقاق 3 شهور–، وأن البيانات التالية ربع سنوية وتخص هذه الأصول الثلاثة خلال 5 سنوات، مع افتراض أن كمية هذه الأوراق متساوية.

	ربع سنوي	r1	r2	r3	x1	x2	x3
2010	1	0.05	0.09	0.03	100	125	100
	2	0.07	0.08	0.03	115	116	100
	3	0.1	0.06	0.03	130	114	100
	4	0.2	0.11	0.03	160	130	100
2011	1	0.05	0.08	0.03	100	120	100
	2	0.1	0.11	0.03	105	125	100
	3	0.04	0.13	0.03	102	130	100
	4	0.12	0.09	0.03	108	124	100
2012	1	0.15	0.06	0.03	110	120	100
	2	0.18	0.1	0.03	130	115	100
	3	0.25	0.06	0.03	140	110	100
	4	0.22	0.05	0.03	150	100	100
2013	1	0.18	0.11	0.03	120	120	100
	2	0.25	0.08	0.04	145	120	100
	3	0.3	0.07	0.04	160	118	100
	4	0.35	0.06	0.04	180	115	100
2014	1	0.4	0.06	0.04	200	115	100
	2	0.3	0.12	0.04	170	130	100
	3	0.45	0.12	0.04	210	132	100
	4	0.55	0.11	0.04	230	125	100

حيث :

R_1: **معدل عائد الأصل الأول** X_1: **السعر السوقي للأصل الأول**

R_2: **معدل عائد الأصل الثاني** X_2: **السعر السوقي للأصل الثاني**

R_3: **معدل عائد الأصل الخالي من المخاطرة** X_3: **السعر السوقي للأصل الثالث**

المطلوب : تقدير العلاقة بين معدل العائد r_p والمخاطرة ¢_p .

وللإجابة على هذا المطلوب نتبع الخطوات التالية :

1) حساب الوزن النسبي لكل أصل مالي

القيمة السوقية للأصول كما يلي : $x = x_1 + x_2 + x_3$

ومن ثم فإن الوزن النسبي للأصل يتحدد كما يلي :

$$w_1 = \frac{x_1}{x} \quad , \quad w_2 = \frac{x_2}{x} \quad , \quad w_3 = \frac{x_3}{x}$$

2) حساب المتوسط المرجح لمعدل العائد

$$r_p = (r_1 w_1) + (r_2 w_2) + (r_3 w_3)$$

3) حساب التباين معدلات عائد المحفظة

طالما أن الأصل الثالث خالي من المخاطرة فإن التباين معدل عائده يقترب من الصفر، وبالتالي فإن :

$$S_t^2 = w_1^2 S_1^2 + w_2^2 S_2^2 + 2 w_1 w_2 S_1 S_2 p_{12}$$

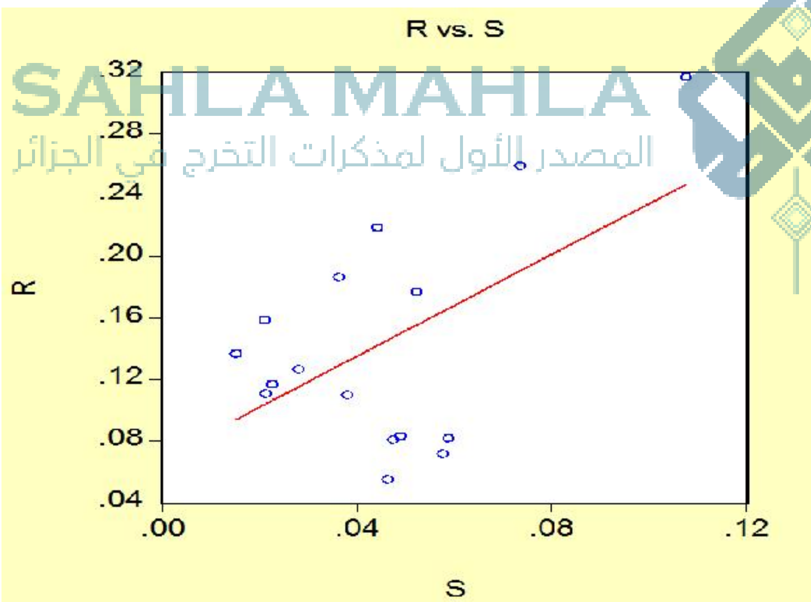
حيث أن S_t^2 هي مقدر ¢$_t^2$ للمحفظة المالية.

ولعل السؤال هو كيف نقيس الانحراف المعياري ¢$_t$ كمتغير، يمكن عمل ذلك باستخدام فكرة الانحراف المعياري المتحرك؛ فإذا كان لدينا بيانات عن 20 شهر كما في مثالنا هذا نقوم بحساب الانحراف المعياري للخمس قيم الأولى ثم نرمز لها بالرمز ¢$_1$ ثم نحذف المشاهدة الأولى ونطبق المشاهدة السادسة ونحسب الانحراف المعياري للقيم الخمسة التالية ونرمز لها بالرمز ¢$_2$ وهكذا بهذه الطريقة نفقد 4 مشاهدات، ويصبح عدد المشاهدات 16 مشاهدة، وحتى نحسب التباين المتحرك لخمس قيم ونحافظ على درجات الحرية دون انخفاض بدرجة كبيرة، سنستخدم المتوسط الحسابي بدلا من المتوسط المتحرك، حيث : $\overline{r_1} = 0.2155$ و$\overline{r_2} = 0.0875$ والجدول التالي يوضح كيفية حساب معدل العائد r_p (R) والانحراف المعياري ¢$_t$ والذي يرمز له بالرمز في معادلة الانحدار بـ (S) كما يلي :

r_p (R)	r_3w_3	r_2w_2	r_1w_1	w_3	w_2	w_1	x	x_3	x_2	x_1	r_3	r_2	r_1	ربع سنوي	
0.059	0.009	0.035	0.015	0.308	0.385	0.308	325	100	125	100	0.03	0.09	0.05	1	2010
0.061	0.009	0.028	0.024	0.302	0.350	0.347	331	100	116	115	0.03	0.08	0.07	2	
0.066	0.009	0.020	0.038	0.291	0.331	0.378	344	100	114	130	0.03	0.06	0.1	3	
0.126	0.008	0.037	0.082	0.256	0.333	0.410	390	100	130	160	0.03	0.11	0.2	4	
0.055	0.009	0.030	0.016	0.313	0.375	0.313	320	100	120	100	0.03	0.08	0.05	1	2011
0.083	0.009	0.042	0.032	0.303	0.379	0.318	330	100	125	105	0.03	0.11	0.1	2	
0.072	0.009	0.051	0.012	0.301	0.392	0.307	332	100	130	102	0.03	0.13	0.04	3	
0.082	0.009	0.034	0.039	0.301	0.373	0.325	332	100	124	108	0.03	0.09	0.12	4	
0.081	0.009	0.022	0.050	0.303	0.364	0.333	330	100	120	110	0.03	0.06	0.15	1	2012
0.110	0.009	0.033	0.068	0.290	0.333	0.377	345	100	115	130	0.03	0.1	0.18	2	
0.127	0.009	0.019	0.100	0.286	0.314	0.400	350	100	110	140	0.03	0.06	0.25	3	
0.117	0.009	0.014	0.094	0.286	0.286	0.429	350	100	100	150	0.03	0.05	0.22	4	
0.111	0.009	0.039	0.064	0.294	0.353	0.353	340	100	120	120	0.03	0.11	0.18	1	2013
0.137	0.011	0.026	0.099	0.274	0.329	0.397	365	100	120	145	0.04	0.08	0.25	2	
0.159	0.011	0.022	0.127	0.265	0.312	0.423	378	100	118	160	0.04	0.07	0.3	3	
0.187	0.010	0.017	0.159	0.253	0.291	0.456	395	100	115	180	0.04	0.06	0.35	4	
0.219	0.010	0.017	0.193	0.241	0.277	0.482	415	100	115	200	0.04	0.06	0.4	1	2014
0.177	0.010	0.039	0.128	0.250	0.325	0.425	400	100	130	170	0.04	0.12	0.3	2	
0.259	0.009	0.036	0.214	0.226	0.299	0.475	442	100	132	210	0.04	0.12	0.45	3	
0.317	0.009	0.030	0.278	0.220	0.275	0.505	455	100	125	230	0.04	0.11	0.55	4	
												0.0875	0.2155	المتوسط	

درجة المخاطرة (S_t)	تباين السوق (S_t^2)	معامل الارتباط (p_{12})	σ^2_{r2}	$(r_2-\overline{r_2})^2$	$r_2-\overline{r_2}$	σ^2_{r1}	$(r_1-\overline{r_1})^2$	$r_1-\overline{r_1}$
NA	NA	NA	NA	0.0000	0.003	NA	0.027	-0.166
NA	NA	NA	NA	0.0001	-0.007	NA	0.021	-0.146
NA	NA	NA	NA	0.0008	-0.028	NA	0.013	-0.116
NA	NA	NA	NA	0.0005	0.023	NA	0.000	-0.016
0.046	0.0021	-0.037	0.0003	0.0001	-0.007	0.022	0.027	-0.166
0.049	0.0024	0.092	0.0005	0.0005	0.023	0.019	0.013	-0.116
0.058	0.0033	0.181	0.0009	0.0018	0.043	0.021	0.031	-0.176
0.059	0.0035	-0.023	0.0007	0.0000	0.003	0.020	0.009	-0.096
0.048	0.0023	0.076	0.0008	0.0008	-0.028	0.021	0.004	-0.066
0.038	0.0014	-0.189	0.0008	0.0002	0.013	0.015	0.001	-0.036
0.028	0.0008	-0.585	0.0009	0.0008	-0.028	0.012	0.001	0.035
0.023	0.0005	-0.034	0.0008	0.0014	-0.038	0.004	0.000	0.005
0.021	0.0005	0.336	0.0009	0.0005	0.023	0.002	0.001	-0.036
0.015	0.0002	-0.118	0.0007	0.0001	-0.007	0.001	0.001	0.035
0.021	0.0004	-0.166	0.0008	0.0003	-0.018	0.003	0.007	0.085
0.036	0.0013	-0.018	0.0008	0.0008	-0.028	0.007	0.018	0.135
0.044	0.0019	-0.066	0.0006	0.0008	-0.028	0.015	0.034	0.185
0.052	0.0027	-0.018	0.0007	0.0011	0.033	0.017	0.007	0.085
0.074	0.0054	-0.068	0.0010	0.0011	0.033	0.030	0.055	0.235
0.108	0.0116	-0.121	0.0010	0.0005	0.023	0.057	0.112	0.335

بعد الحصول على قيمة متغيري النموذج يمكن رسم شكل الانتشار الذي يمثل العلاقة بين S و R وفق الشكل التالي :



ولتقدير هذه العلاقة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية نحصل على النتائج الموضحة بالجدول التالي بالاستعانة ببرنامج EViews.4:

Dependent Variable: R
Method: Least Squares
Date: 09/19/15 Time: 22:52
Sample: 5 20
Included observations: 16

القيمة الاحتمالية

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S	1.651462	0.712753	2.317020	0.0362
C	0.069029	0.035856	1.925188	0.0748

معامل التحديد

R-squared	0.277180	Mean dependent var	0.143313
Adjusted R-squared	0.225550	S.D. dependent var	0.072977
S.E. of regression	0.064222	Akaike info criterion	-2.536468
Sum squared resid	0.057743	Schwarz criterion	-2.439895
Log likelihood	22.29175	F-statistic	5.368581
Durbin-Watson stat	0.204055	Prob(F-statistic)	0.036163

بعد تقدير النموذج نتحصل على المعادلة التالية : **$R = 0.069 + 1.65\,S + \varepsilon$**

دراسة المعنوية الإحصائية للنموذج

- من خلال الجدول أعلاه يتضح أن معلمة درجة المخاطرة (S) معنوية عند مستوى 5 من المئة، نظرا لانخفاض القيمة الاحتمالية (Prob = 0.0362)، وهي أقل من مستوى المعنوية المحددة، أما المعلمة التقاطعية فهي كذلك معنوية لكن عند مستوى معنوية 10 من المئة، نظرا لانخفاض القيمة الاحتمالية (Prob = 0.0748)، وهي أقل من مستوى المعنوية 0.1
- معامل التحديد للنموذج (R^2=27.71%) ضعيف وهو ما يعني أن درجة المخاطرة تفسر العائد بنسبة 27.71 من المئة، أي القوة التفسيرية للنموذج ضعيفة.

التفسير الاقتصادي للنموذج

بفحص النموذج المقدر، وبالتذكير بصيغة النموذج ($r_p = r_f + (\frac{r_a - r_f}{\text{¢}_a})\text{¢}_p$) يتضح ما يلي :

☑ أن متوسط العائد الخالي من المخاطرة يساوي 6.9 من المئة في المتوسط، وهو أعلى من معدل عائد الأصل الخالي من المخاطرة الذي يتراوح بين 3-4%. ويعني هذا أن هناك حد أدنى لمعدلات عائد أصول المخاطرة لا تنخفض هذه المعدلات دونه، وهو يمثل الجزء من هذه العوائد الخالي من المخاطرة. وبإضافته لمعدل عائد الأصل الخالي من المخاطرة يصل إلى 6.9% ؛

☑ العلاقة طردية وجوهرية بين متوسط العائد ودرجة المخاطرة؛ فكل زيادة في درجة المخاطرة بمقدار وحدة واحدة يزداد معها العائد بمقدار 1.65 نقطة في المتوسط؛

☑ نسبة علاوة المخاطرة لمجموعة الأصول ذات المخاطرة من الانحراف المعياري لها تساوي 165 من المئة.

3-3) النموذج الثالث : العلاقة بين مخاطرة الأصل ومخاطرة السوق

لتحديد ما إذا كانت علاوة مخاطرة أصل ما (j) أعلى أو أقل من مخاطرة السوق، نقوم بإحلال معدل عائد هذا الأصل r_j وانحرافه المعياري ¢_j ، بدلا من (r_p ¢_p) بالمعادلة رقم (4) سابقا ونحل ¢_m محل ¢_a و r_m محل r_a ، إذن تصبح العلاقة كما يلي :

$$r_j = r_f + \frac{\text{¢}_j}{\text{¢}_m}(r_m - r_f)$$

$$\Rightarrow r_j - r_f = \frac{\text{¢}_j}{\text{¢}_m}(r_m - r_f)$$

$$\Rightarrow r_j - r_f = \quad (r_m - r_f) \ldots\ldots\ldots .(5)$$

حيث :

r_j : معدل عائد الأصل.

¢_m : الانحراف المعياري للأصول المالية في السوق.

¢_j : الانحراف المعياري للأصل.

r_m : معدل عائد السوق.

$r_j - r_f$: علاوة المخاطرة للاستثمار في الأصل 1.

$r_m - r_f$: علاوة المخاطرة بالنسبة للسوق المالي ككل.

تعليق

وتحدد الصيغة أعلاه $r_j - r_f = B(r_m - r_f)$ أن علاوة المخاطرة للاستثمار في أصل ما تمثل نسبة من علاوة المخاطرة في السوق المالي ككل، وتتحدد هذه النسبة بالمعامل $\frac{\text{¢}_j}{\text{¢}_m}$ وتسمى هذه النسبة **بيتا** ( ) في كتابات التمويل وهي تختلف من أصل لآخر، كما تسمى أيضا بمقدار المخاطرة النظامية[49].

ولتحويل النموذج الاقتصادي إلى نموذج قياسي نضيف المعلمة التقاطعية $\sim$ والحد العشوائي $\pounds$ فنحصل على[50] :

$$r_j - r_f = \sim + \quad (r_m - r_f) + \pounds$$

حيث أن[51] :

$$\text{معامل الانحدار} \left(\beta \text{ النسبة} \right) = \frac{cov(r_j, r_f)}{\delta^2_{r_m}} = \frac{\text{الانحراف المعياري لعائد الأصل } 1}{\text{الانحراف المعياري لعوائد السوق}} = \frac{\text{الانحراف المعياري لعلاوة مخاطرة الاستثمار في } 1}{\text{الانحراف المعياري لعلاوة مخاطرة السوق}}$$

ملاحظة : الاستغناء عن المقدار الثابت (r_f) لا يؤثر على الانحراف المعياري لجميع القيم.

مع إهمال إشارة المعامل بيتا نجد انه :

---

[49] – **سامي فخري محي الدين عبيدات**، استخدام كلفة التمويل في تقييم الأسهم العادية(دراسة تطبيقية في بورصة عمان)، (رسالة ماجيستير، جامعة آل البيت، كلية إدارة المال والأعمال، قسم التمويل والمصاريف، 2008)، ص34.

[50] - **William H. Greene**, Econometric Analysis, Op.Cit, P339.

[51]- **Eugene F. Fama and Kenneth R. French**, The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence, (Journal of Economic Perspectives—Volume 18, Number 3—Summer 2004), p28.

إذا كان :

$=1$: يعني درجة المخاطرة في الأصل هي **نفس** درجة المخاطرة المتوسطة في السوق ككل.

$=0$: أو ليست معنوية عند مستوى 5% ويعني أن الأصل **خالي** من المخاطرة أي $r_j = r_f$

$\prec 1$: يعني أن درجة مخاطرة الاستثمار في الأصل 1، **أقل** من درجة المخاطرة في السوق بوجه عام، ويكون الاستثمار **دفاعيا** **Défensive**.

$\succ 1$: يعني أن درجة مخاطرة الاستثمار في الأصل 1، **أعلى** من درجة المخاطرة في السوق بوجه عام، ويطلق على هذا الاستثمار **بالهجومي Agressive** .

$\prec 0$: يعني أن إضافة هذا الأصل للمحفظة المالية يزيد من درجة التنوع وبالتالي يقلل من درجة المخاطرة. فعندما تنخفض عوائد الأصول الأخرى بوجه عام يزداد هذا الأصل مما يقلل من درجة المخاطرة للاستثمار في المحفظة.

$\succ 0$: يعني أن إضافة هذا الأصل للمحفظة المالية يقلل من درجة التنوع وبالتالي لا يقلل من درجة المخاطرة.

بالنسبة للمعلمة التقاطعية ~ إذا كان :

$\sim \succ 0$: يعني أنه حتى في الحالة التي تكون فيها علاوة المخاطرة على مستوى السوق ككل مساوية للصفر $(r_m - r_f = 0)$، فإن علاوة المخاطرة بالنسبة للأصل 1 تكون موجبة وهو ما يجعله **أصلا متميزاً**.

$\sim \prec 0$: يعني انه في الحالات التي تختلف فيها علاوة المخاطرة على مستوى السوق ككل فإن معدل العائد للأصل محل الاعتبار يكون أقل من معدل العائد للأصول خالية المخاطرة، وهو ما يجعل منه **أصلا أقل تميزاً** من المستوى العادي.

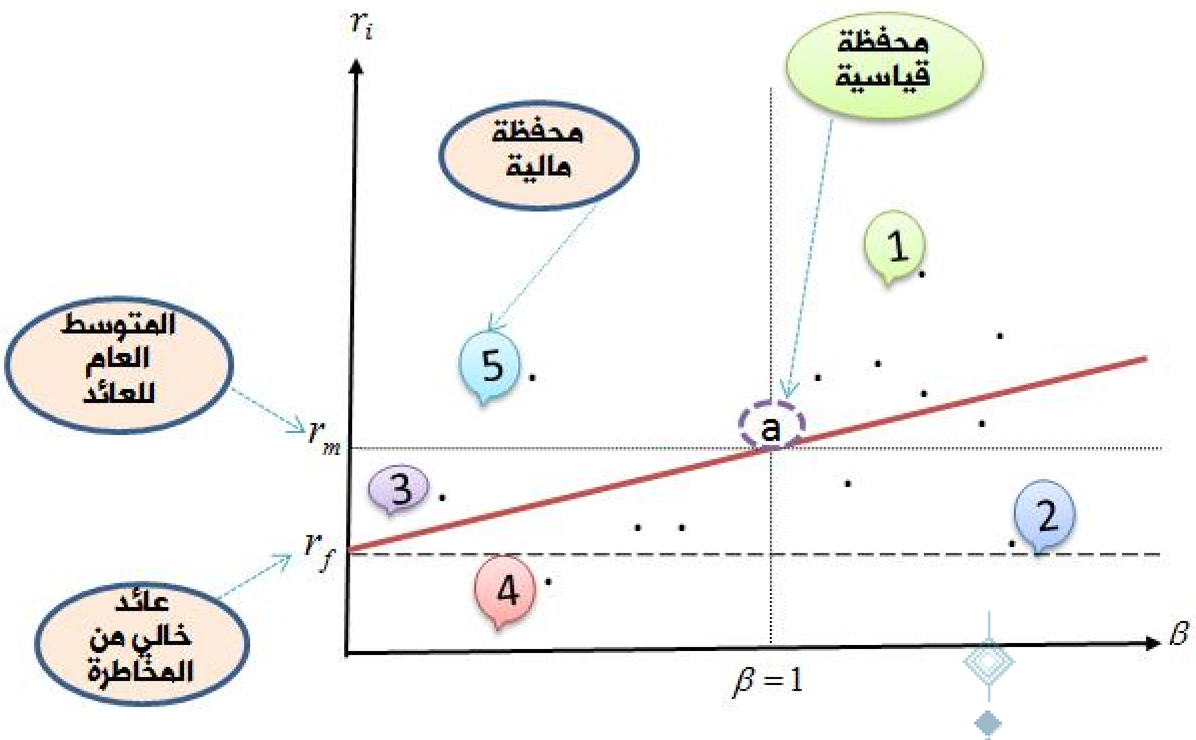
إن معامل التحديد R^2 يقيس القوة التفسيرية للنموذج، وبالتالي إذا كان R^2 قيمته كبيرة يعني أن نسبة مخاطرة السوق (المخاطرة النظامية) كبيرة، أي $(1-R^2)$ نسبة متدنية وهي تعبر عن باقي المخاطرة والمتمثلة في المخاطرة العشوائية (الخاصة)، فإن إمكانية تخفيض المخاطرة بالتنويع في هذه الحالة تكون منخفضة أو أن لإضافة أصل مالي للمحفظة المالية يقلل من المخاطرة الخاصة ويزيد من المخاطرة النظامية (السوق).[52]

وفقا للصيغة رقم (05) نجد أن : $r_j = r_f + \quad (r_m - r_f)$

1-3-3) ترتيب المحافظ المالية

فإذا كان لدينا عدد n محفظة مالية، ثم قمنا بحساب متوسط العائد لكل محفظة r_i، ودرجة المخاطرة المنتظمة لكل محفظة $_i$ ، فيمكن ترتيبها على النحو الموضح في الشكل التالي :

[52] - **عبد القادر محمد عبد القادر عطية**، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، مرجع سبق ذكره، ص 672.



من خلال الشكل أعلاه يمكن الوصول إلى عدة تفسيرات حسب نقاط الانتشار كما يلي :

- يسمى الخط الملون بالأحمر **بخط سوق الأوراق المالية (Security Market Line - SML)**، بحث ميل هذا الخط هو عبارة عن علاوة مخاطرة السوق.
- تسمى المحفظة a **بالمحفظة القياسية (portfolio index)**، لأن درجة المخاطرة بالنسبة لها تساوي درجة مخاطرة السوق ككل، ومتوسط معدل العائد الخاص بها يساوي متوسط معدل عائد السوق؛ على اعتبار أن $=1$ وبالتالي : $r_j = r_m$
- **المحفظة** 1 : تتصف بكونها ذات درجة مخاطرة **عالية**، وذات متوسط عائد **أعلى** من المتوسط العام.
- **المحفظة** 2 : تتصف بكونها ذات درجة مخاطرة **عالية**، وذات متوسط عائد **أقل** من المتوسط العام؛ مما يجعلها **غير متميزة**.
- **المحفظة** 3 : تتصف بكونها ذات درجة مخاطرة **منخفضة**، وذات متوسط عائد **أقل** من المتوسط العام.
- **المحفظة** 4 : تصف بكونها ذات درجة مخاطرة **منخفضة**، وذات متوسط عائد **أقل** من مستوى معدل العائد الخالي من المخاطرة؛ مما يجعلها **غير متميزة**.
- **المحفظة** 5 : ـصف بكونها ذات درجة مخاطرة **منخفضة**، وذات متوسط عائد **أعلى** من المتوسط العام؛ مما يجعلها **متميزة**.

مثال تطبيقي

افترض أن سوق الأوراق المالية تحتوي على 3 أصول مالية، وأن البيانات التالية شهرية ، مع افتراض أن كمية هذه الأوراق المالية متساوية.

8	7	6	5	4	3	2	1	الشهر
21	20	16	14	12	10	7	5	R_1
5	6	6.5	7	10	10	12	14	R_2
1	1	1	1	1	1	1	1	R_3
5	10	20	30	40	50	60	70	X_1
85	80	70	60	50	40	30	20	X_2
10	10	10	10	10	10	10	10	X_3

R_1: معدل عائد الأصل الأول
R_2: معدل عائد الأصل الثاني
R_3: معدل عائد الأصل الخالي من المخاطرة

X_1: السعر السوقي للأصل الأول
X_2: السعر السوقي للأصل الثاني
X_3: السعر السوقي للأصل الثالث

❶ أحسب متوسط العائد المرجح للأصول المالية الثلاثة (R)؟

❷ أحسب علاوة المخاطرة النظامية (السوق) (X)؟

❸ أحسب علاوة المخاطرة للأصلين 1، 2 (y_1 ,y_2) ؟

❹ قدر العلاقة بين علاوة مخاطرة الأصل وعلاوة مخاطرة السوق بالنسبة للأصلين 1 و2؟

❺ اختبر معنوية معالم النموذجين وفسر المعنى الاقتصادي لكل منهما؟

❻ حدد نسبة المخاطرة الخاصة ونسبة مخاطرة السوق بالنسبة للنموذجين وحدد مضمونهما الاقتصادي؟

الإجابة

يمكن الإجابة على الأسئلة الأربعة الأولى وفق الجدول التالي :

y_2	y_1	x	r_m	w_3r_3	w_2r_2	w_1r_1	w_3	w_2	w_1	x_3	x_2	x_1	r_3	r_2	r_1		
10	3	7.6	9.60	0.20	8.40	1	0.10	0.70	0.20	10	70	20	2	12	5	**1**	**2014**
4	5	3.9	5.90	0.20	3.60	2.10	0.10	0.60	0.30	10	60	30	2	6	7	**2**	
8	8	7.2	9.20	0.20	5.00	4	0.10	0.50	0.40	10	50	40	2	10	10	**3**	
5	10	7	9.00	0.20	2.80	6	0.10	0.40	0.50	10	40	50	2	7	12	**4**	
4.5	12	8.55	10.55	0.20	1.95	8.40	0.10	0.30	0.60	10	30	60	2	6.5	14	**1**	**2015**
12	14	12.2	14.20	0.20	2.80	11.20	0.10	0.20	0.70	10	20	70	2	14	16	**2**	
8	18	15.2	17.20	0.20	1.00	16	0.10	0.10	0.80	10	10	80	2	10	20	**3**	
3	19	16.3	18.30	0.20	0.25	17.85	0.10	0.05	0.85	10	5	85	2	5	21	**4**	
6.8	**11.1**	**9.7**	المتوسط الحسابي														

					(3)	(2)	(1)				
$(x-\bar{x})^2$	$(y_2-\bar{y}_2)^2$	$(y_1-\bar{y}_1)^2$	(1)*(3)	(1)*(2)	$y_2-\bar{y}_2$	$y_1-\bar{y}_1$	$x-\bar{x}$	$x\ y_2$	x^2	$x\ y_1$	
4.41	10.24	65.61	-6.72	17.01	3.2	-8.1	-2.1	76.0	57.8	22.8	
33.64	7.84	37.21	16.24	35.38	-2.8	-6.1	-5.8	15.6	15.2	19.5	
6.25	1.44	9.61	-3	7.75	1.2	-3.1	-2.5	57.6	51.8	57.6	
7.29	3.24	1.21	4.86	2.97	-1.8	-1.1	-2.7	35.0	49.0	70.0	
1.44	5.29	0.81	2.645	-1.035	-2.3	0.9	-1.2	38.5	73.1	102.6	
6.25	27.04	8.41	13	7.25	5.2	2.9	2.5	146.4	148.8	170.8	
30.25	1.44	47.61	6.6	37.95	1.2	6.9	5.5	121.6	231.0	273.6	
43.56	14.44	62.41	-25.08	52.14	-3.8	7.9	6.6	48.9	265.7	309.7	
133.09	**71.0**	**232.9**	**8.5**	**159.4**	**0.1**	**0.2**	**0.3**	**539.6**	**892.5**	**1026.6**	المجموع

R^2	b_1	b_0	
0.8207	1.19	-0.557	**y1**
0.0077	0.064	6.18	**y2**

❺ اختبار معنوية معالم النموذجين وتفسير المعنى الاقتصادي لكل منهما

النموذج الأول : $y_1 = -0.557 + 1.19x$

أولا : اختبار المعنوية لـ $(\hat{\alpha})$

$H_0 :\sim = 0$ (فرضية العدم)

ضد: $H_1 :\sim \neq 0$ (الفرضية البديلة)

حساب تباين البواقي

لدينا

$$s_\varepsilon^2 = \frac{\sum(y_1-\bar{y}_1)^2 - \hat{\beta}\sum(x-\bar{x})(y_1-\bar{y}_1)}{n-2}$$

$$\Rightarrow s_\varepsilon^2 = \frac{232.9 - [(1.19)(159.4)]}{8-2} = 6.95$$

حساب قيمة t المحسوبة

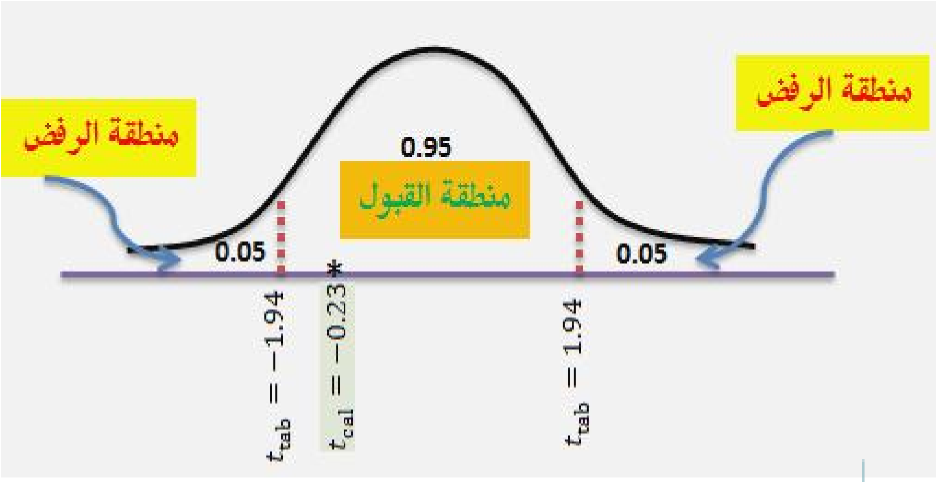
$$\hat{\delta}_{\hat{\alpha}} = \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2 \sum(x)^2}{n\sum(x-\bar{x})^2}} = \sqrt{\frac{6.95(892.5)}{8(133.09)}} = 2.41$$

إذن :
$$t_c = \frac{-0.557-0}{2.41} = -0.23$$

القرار

بما أن : $(t_{cal} = |-0.23|) > (t_{tab} = 1.94)$ إذن القرار نقبل H_0 مقابل رفض H_1

إذن المقدرة $(\hat{\alpha})$ لا تمتلك معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 10% (معادلة الانحدار تمر بنقطة الأصل)، ولتوضيح أكثر نستعين بالشكل التالي :



ثانيا) اختبار المعنوية لـ $(\hat{\beta})$

$H_0 : \quad = 0$ (فرضية العدم)

ضد : $H_1 : \quad \neq 0$ (الفرضية البديلة)

حساب قيمة t المحسوبة

$$t_c = \frac{\hat{\ } -}{\pm \ _{\hat{\ }}}$$

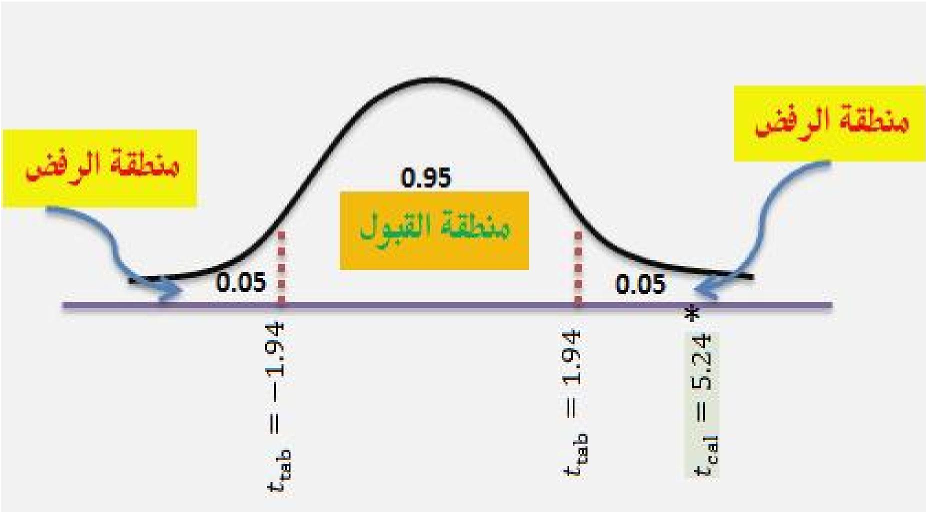
$$\delta_{\hat{\beta}} = \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\Sigma(x_i - \bar{x})^2}} = \sqrt{\frac{6.95}{133.09}} = 0.228$$

إذن :
$$t_c = \frac{1.198 - 0}{0.228} = 5.24$$

القرار

بما أن : $(t_{cal} = 5.24) < (t_{tab} = 1.94)$ إذن القرار نرفض H_0 مقابل قبول H_1

إذن المقدرة $(\hat{\beta})$ تمتلك معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 10%، إذن توجد علاقة انحدار خطي بين y_1 و x ولتوضيح أكثر نستعين بالشكل التالي :



النموذج الثاني : $y_2 = 6.18 + 0.064\,x$

أولا : اختبار المعنوية لـ $(\hat{\alpha})$

$H_0 : \sim = 0$ (فرضية العدم)

ضد : $H_1 : \sim \neq 0$ (الفرضية البديلة)

حساب تباين البواقي

لدينا

$$s_\varepsilon^2 = \frac{\sum(y_2 - \overline{y_2})^2 - \hat{\beta}\sum(x - \bar{x})(y_2 - \overline{y_2})}{n - 2}$$

$$\Rightarrow s_\varepsilon^2 = \frac{71 - [(0.064)(8.5)]}{8 - 2} = 11.73$$

حساب قيمة t المحسوبة

$$t_c = \frac{\hat{\sim} - \sim}{\pm_{\hat{\sim}}}$$

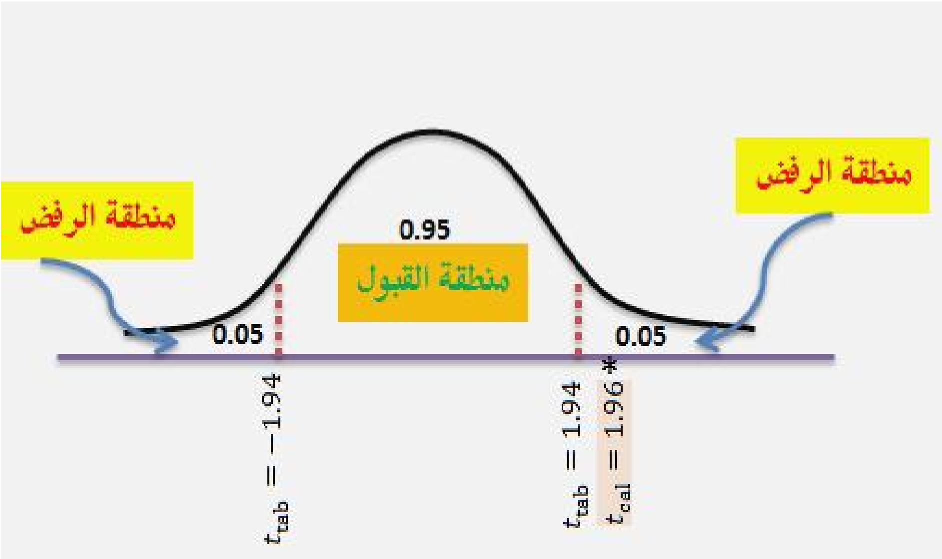
$$\hat{\delta}_{\hat{\alpha}} = \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2 \sum(x)^2}{n\sum(x - \bar{x})^2}} = \sqrt{\frac{11.73(892.5)}{8(133.09)}} = 3.14$$

إذن : $t_c = \frac{6.18 - 0}{3.14} = 1.96$

القرار

بما أن : $(t_{tab} = 1.94) < (t_{cal} = 1.96)$ إذن القرار نرفض H_0 مقابل قبول H_1

إذن المقدرة $(\hat{\alpha})$ تمتلك معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 10% (معادلة الانحدار لا تمر بنقطة الأصل)، ولتوضيح أكثر نستعين بالشكل التالي :



ثانيا) اختبار المعنوية لـ $(\hat{\beta})$

$H_0 : \quad = 0$ (فرضية العدم)

ضد : $H_1 : \quad \neq 0$ (الفرضية البديلة)

حساب قيمة t المحسوبة

$$t_c = \frac{\hat{\ } \ -}{\pounds\ \hat{\ }}$$

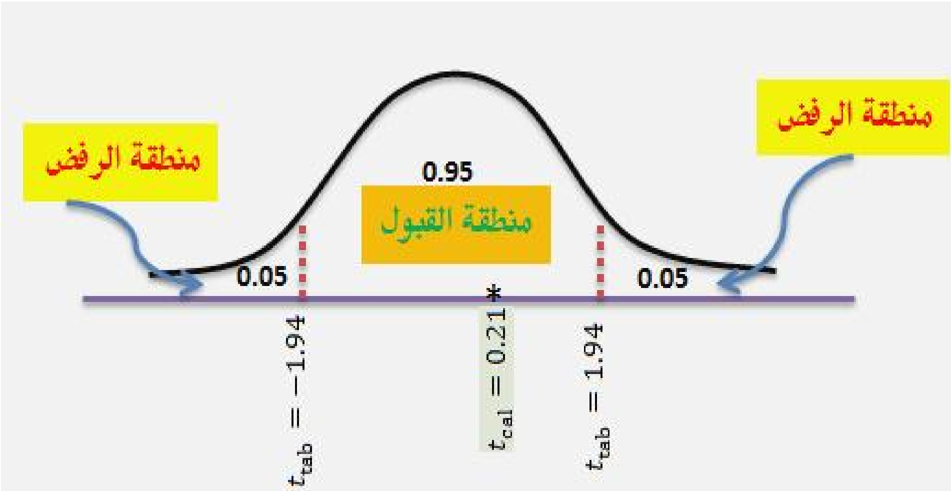
$$\delta_{\hat{\beta}} = \sqrt{\frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\sum(x_i - \bar{x})^2}} = \sqrt{\frac{11.73}{133.09}} = 0.29$$

إذن : $$t_c = \frac{0.064 - 0}{0.29} = 0.21$$

القرار

بما أن : $(t_{tab} = 1.94) > (t_{cal} = 0.21)$ إذن القرار قبول H_0 مقابل نرفض H_1

إذن المقدرة $(\hat{\beta})$ لا تمتلك معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 10%، إذن لا توجد علاقة انحدار خطي بين y_2 و x ولتوضيح أكثر نستعين بالشكل التالي :



تفسير المعنى الاقتصادي للنموذجين

صيغة النموذجين كما يلي :

النموذج الثاني	النموذج الأول
$y_2 = 6.18 + 0.064\,x$	$y_1 = -0.557 + 1.19x$

بالنسبة للنموذج الأول

- المعلمة التقاطعية ليست معنوية عند مستوى 10 من المئة، وهو ما يتفق مع التوقعات القبلية. ويعني هذا أنه عندما تكون علاوة المخاطرة للسوق مساوية للصفر؛ فإن علاوة مخاطرة الأصل 1 تساوي الصفر أيضاً.
- المعلمة الانحدارية (المعامل بيتا β) لها معنوية إحصائية وأكبر من الواحد ($\succ 1$)، وهو ما يعني أن درجة مخاطرة الاستثمار في الأصل 1 أكبر من درجة مخاطرة السوق، حيث أن مخاطرة الاستثمار في الأصل 1 ضعف مخاطرة السوق 1.19 مرة تقريباً.
- المعلمة الانحدارية موجبة ($\succ 0$) وهو ما يعني أن الارتباط بين عائد الأصل 1 وعوائد أصول السوق ككل طردياً، ومن ثم فإن إضافة هذا الأصل للمحفظة المالية لا يقلل من درجة المخاطرة بدرجة كبيرة.

بالنسبة للنموذج الثاني

- المعلمة التقاطعية موجبة ولها معنوية إحصائية وهو ما يعني أنه عندما تكون علاوة مخاطرة السوق مساوية للصفر، فإن الأصل 2 يتمتع بعلاوة مخاطرة تساوي 6.18 مما يجعل **منه أصلاً متميزاً**.
- المعلمة الانحدارية (المعامل بيتا β) غير معنوية إحصائياً، ولذا فإن هذا يتضمن أن معدل التقلب في عائد هذا الأصل منخفضاً جداً مما يجعل منه **أصلاً شبه خالي من المخاطرة**.

❻ تحديد نسبة المخاطرة الخاصة ونسبة مخاطرة السوق بالنسبة للنموذجين ومضمونهما الاقتصادي

لتحديد نسبة المخاطرة الخاصة ونسبة مخاطرة السوق نلجأ إلى حساب معامل التحديد (R^2) لكلا النموذجين وفق العلاقة التالية :

$$R^2 = \frac{\hat{\ }\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

بالنسبة للنموذج الأول

$$R^2 = \frac{1.19(159.45)}{232.88} \Rightarrow R^2 = 0.82$$

المضمون الاقتصادي

يعني نسبة مخاطرة السوق تساوي 82 من المئة ونسبة المخاطرة الخاصة (العشوائية) تساوي 18 من المئة، ونظراً لانخفاض نسبة المخاطرة الخاصة فإن إمكانية تخفيض المخاطرة بالتنويع في هذه الحالة تكون منخفضة أيضاً.

بالنسبة للنموذج الثاني

$$R^2 = \frac{0.064(8.42)}{71} \Rightarrow R^2 = 0.0077$$

المضمون الاقتصادي

يعني نسبة مخاطرة السوق تساوي 0.7 من المئة ونسبة المخاطرة الخاصة (العشوائية) تساوي 99.3 من المئة، وهذا يعني أن إضافة هذا الأصل للمحفظة المالية يقلل من درجة المخاطرة الكلية بدرجة كبيرة جداً.

يمكن تلخيص نتائج النموذجين بالاستعانة ببرنامج EViews.4 وفق الجدولين التاليين كما يلي:

النموذج الأول : العلاقة بين مخاطرة الأصل الأول (y_1) ومخاطرة السوق (x)

Dependent Variable: Y1
Method: Least Squares
Date: 09/23/15 Time: 07:41
Sample: 2014:1 2015:4
Included observations: 8

معلمتي النموذج — انحراف معياري للأخطاء — قيمة t المحسوبة — القيمة الاحتمالية

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X	1.198929	0.228791	5.240276	0.0019
C	-0.557066	2.416541	-0.230522	0.8253

معامل التحديد

R-squared	0.820684	Mean dependent var	11.12500
Adjusted R-squared	0.790798	S.D. dependent var	5.767830
S.E. of regression	2.638124	Akaike info criterion	4.990331
Sum squared resid	41.75820	Schwarz criterion	5.010192
Log likelihood	-17.96133	F-statistic	27.46050
Durbin-Watson stat	1.276017	Prob(F-statistic)	0.001938

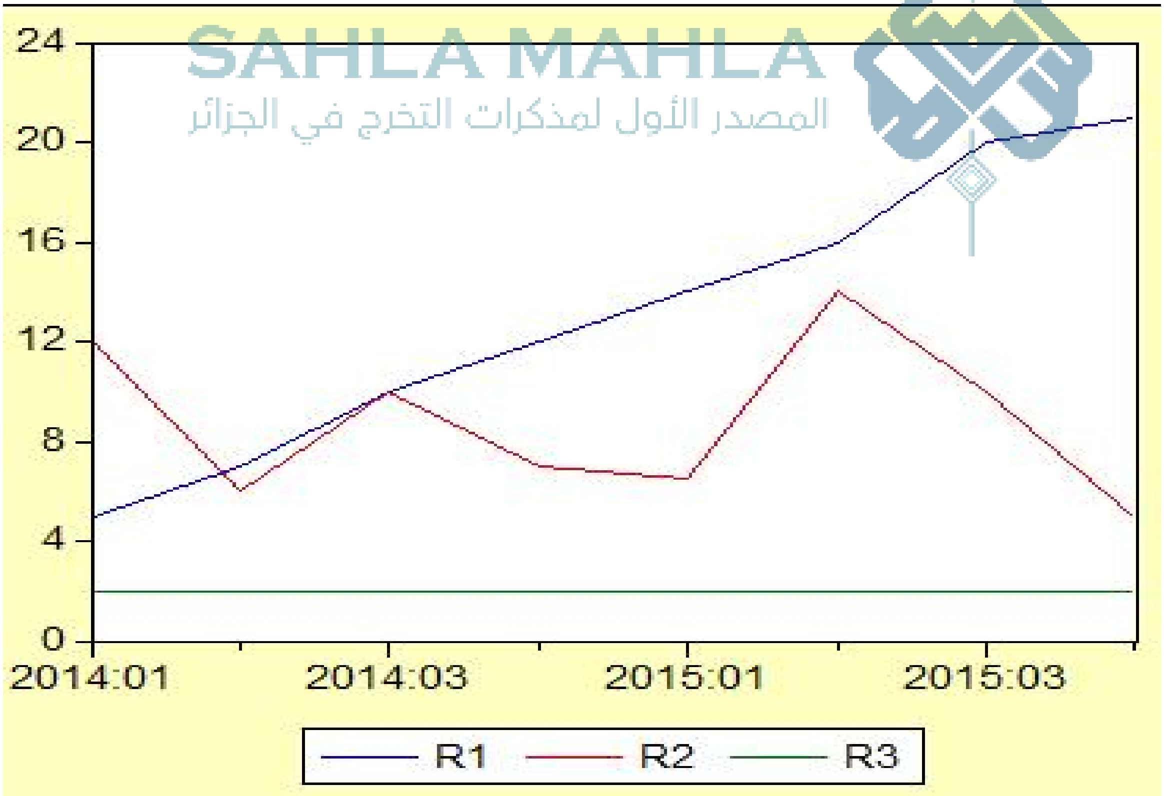
النموذج الثاني : العلاقة بين مخاطرة الأصل الثاني (y_2) ومخاطرة السوق (x)

Dependent Variable: Y2
Method: Least Squares
Date: 09/23/15 Time: 10:42
Sample: 2014:1 2015:4
Included observations: 8

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X	0.064236	0.297110	0.216203	0.8360
C	6.186601	3.138136	1.971426	0.0962

R-squared	0.007730	Mean dependent var	6.812500
Adjusted R-squared	-0.157648	S.D. dependent var	3.184084
S.E. of regression	3.425885	Akaike info criterion	5.512915
Sum squared resid	70.42014	Schwarz criterion	5.532775
Log likelihood	-20.05166	F-statistic	0.046744
Durbin-Watson stat	2.171460	Prob(F-statistic)	0.835993

يتضح من الشكل الموالي أن أكثر الأصول عرضة للمخاطرة هو الأصل الأول ثم الأصل الثاني ثم الأصل الثالث.



تمارين إضافية

التمرين الأول

- ☑ اشرح الفروض الخمس لنموذج الانحدار الخطي البسيط؟
- ☑ اشرح مراحل طرق قياس الارتباط بين المتغيرات الكمية؟
- ☑ ما الفرق بين الانحدار والارتباط؟
- ☑ حدد خطوات البحث القياسي التطبيقي من خلال نموذج الانحدار الخطي البسيط؟

التمرين الثاني

ليكن لديك بيانات سعر الفائدة والادخار العائلي لدولة ما خلال الفترة (2014/2005) كما يلي :

السنة	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
سعر الفائدة (**i**)	2	3	5	4	3	5	7	6	7	8
الادخار (**S**)	20	28	40	45	37	52	54	43	65	56

المطلوب

1) رسم بيانات الجدول على شكل منحنى بياني باستخدام الورقة المليمترية.

2) تقدير معادلة الانحدار الخطي البسيط باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) (المعادلات الطبيعية والمصفوفات).

(الإجابة : $S = 14.28 + 5.94i$)

3) توضيح البواقي على خط الانحدار في الرسم البياني، ثم أثبت هندسيا أن الخط يمر بالنقطة ($\bar{S}$، $\bar{I}$) .

4) شرح معنى المقدرات واحسب مرونة الادخار بالنسبة إلى سعر الفائدة. (الإجابة : $\eta = 0.68$)

5) إيجاد تباين البواقي S^2، والانحراف المعياري للمقدرات. (الإجابة :

($s^2 = 46.97$,$s_{\hat{b}_0} = 6.11$,$s_{\hat{b}_1} = 1.14$

6) اختبار عند مستوى معنوية 5% معنوية المقدرات.

7) تكوين فترة ثقة 95% للمقدرات. (الإجابة : $0.19 < b_0 < 28.37$, $3.31 < b_1 < 8.57$)

8) إيجاد معامل الارتباط ومعامل التحديد للنموذج المقدر. (الإجابة : $R^2 \cong 0.77$, $r \cong 0.88$)

9) اختبر الارتباط الذاتي بين الأخطاء (dw=1.97)

حل التمرين الثاني باستخدام برنامج EViews.4

Dependent Variable: S
Method: Least Squares
Date: 02/16/15 Time: 22:18
Sample: 1 10
Included observations: 10

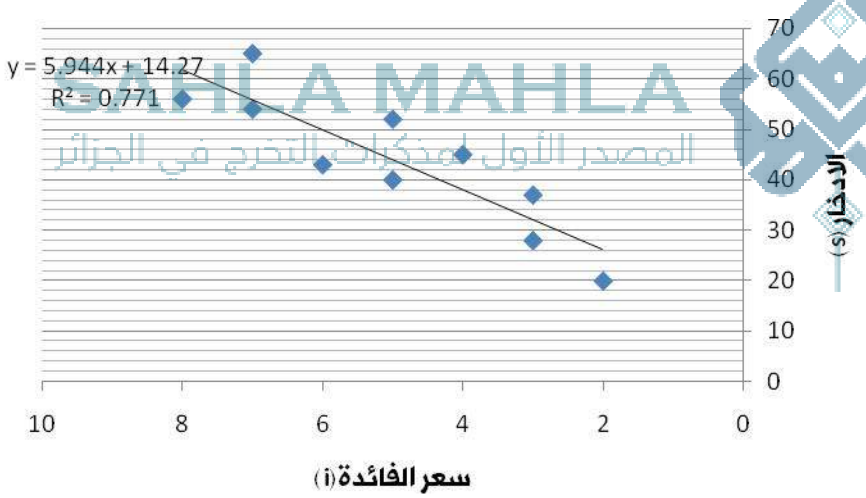
جواب السؤال 2 — جواب السؤال 5 — جواب السؤال 6

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
I	5.944444	1.142440	5.203287	0.0008
C	14.27778	6.109653	2.336921	0.0476

جواب السؤال 8

R-squared	0.771912	Mean dependent var	44.00000
Adjusted R-squared	0.743401	S.D. dependent var	13.53186
S.E. of regression	6.854642	Akaike info criterion	6.864586
Sum squared resid	375.8889	Schwarz criterion	6.925103
Log likelihood	-32.32293	F-statistic	27.07419
Durbin-Watson stat	1.975022	Prob(F-statistic)	0.000819

التمثيل البياني لبيانات الجدول باستخدام برنامج Excel.2007



الملاحق

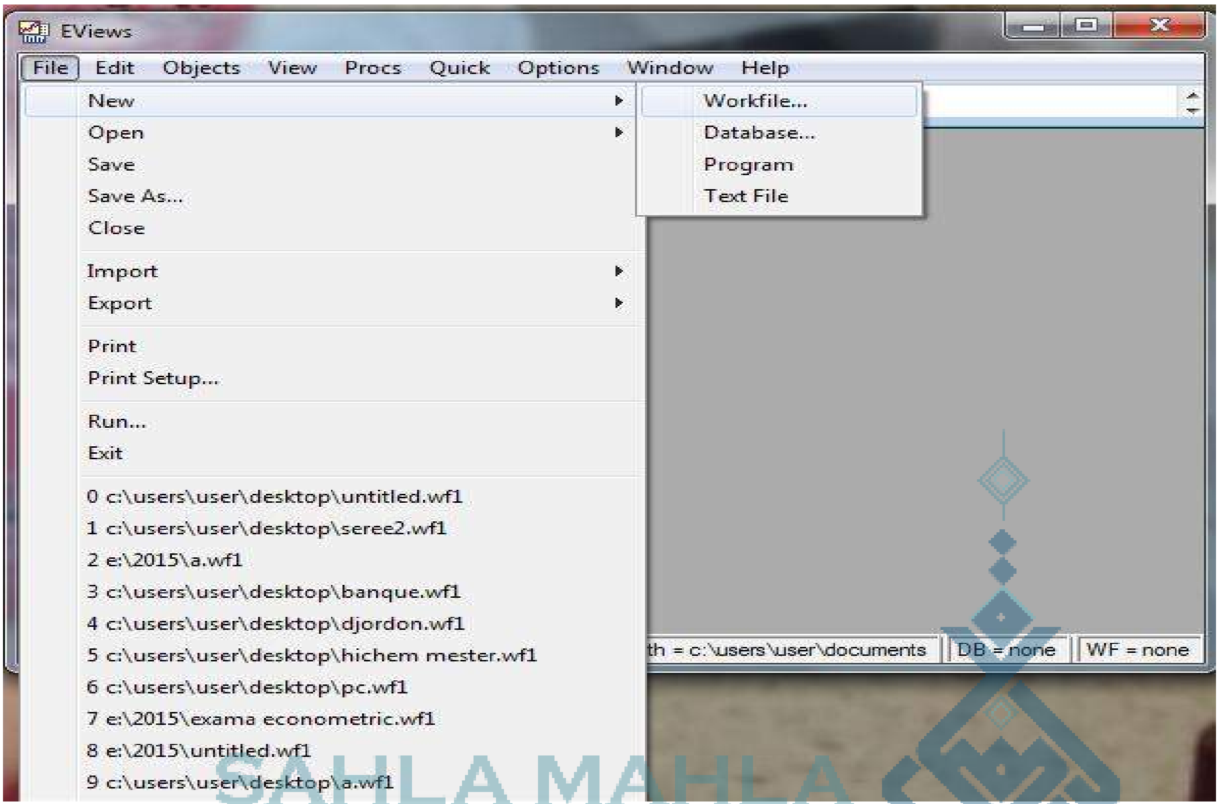
وتتضمن ملحق يشرح كيفية استخدام برنامج EViews.4، والجداول الإحصائية والقياسية المستخدمة في الاختبارات الخاصة بمعالم النماذج كما يلي :

- ☑ استخدام برنامج EViews.4
- ☑ جدول توزيع Student
- ☑ جدول دوربين واتسون (DW)

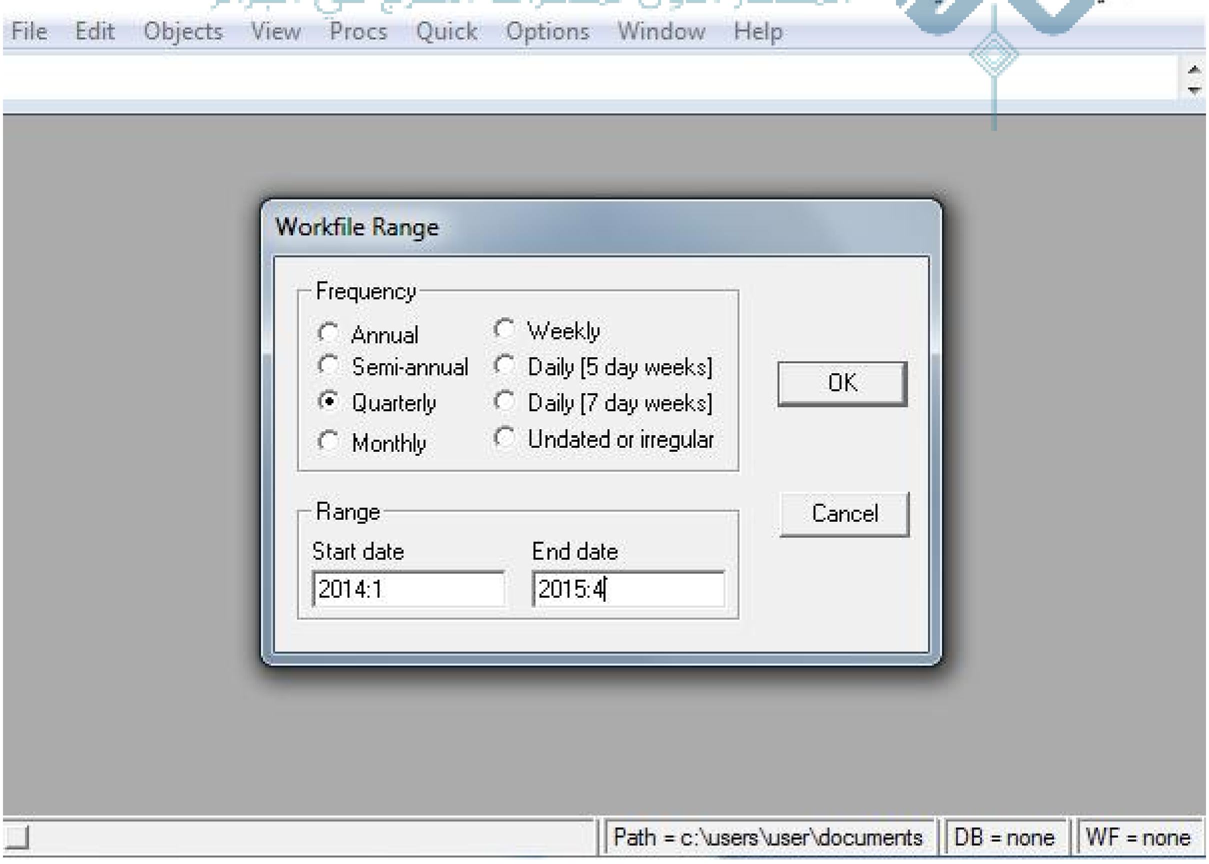
الملحق رقم 01

1) إنشاء ملف عمل

أول خطوة في برنامج EViews هي إنشاء ملف عمل **Workfile** كما في الشكل التالي :



ثم نحدد المجال الزمني للعينة كما يلي :



حسب الشكل أعلاه يمكن اختيار مجال العينة وفق خمس حالات حيث نحدد المجال ثم نكتب بداية التاريخ (Start Date) ونهاية التاريخ (End Date) كما يلي :

❶ Annual (سنوي)

ونفرق هنا بين حالتين :

الحالة الأولى : سنوات القرن العشرين يمكن كتابتها وفق طريقتين مثلاً : 1995 أو 99.

الحالة الثانية : باقي السنوات يجب كتابتها كاملةً مثل : 2015، 1987...

❷ Quarterly (ربع سنوي)

نكتب السنة متبوعة بنقطتين فوق بعضهما البعض (:) ورقم الربع مثل : 2015:1، 2010:3....

❸ Monthly (شهري)

نكتب السنة متبوعة بنقطتين فوق بعضهما البعض ورقم الشهر مثل : 2015:7، 2012:12...

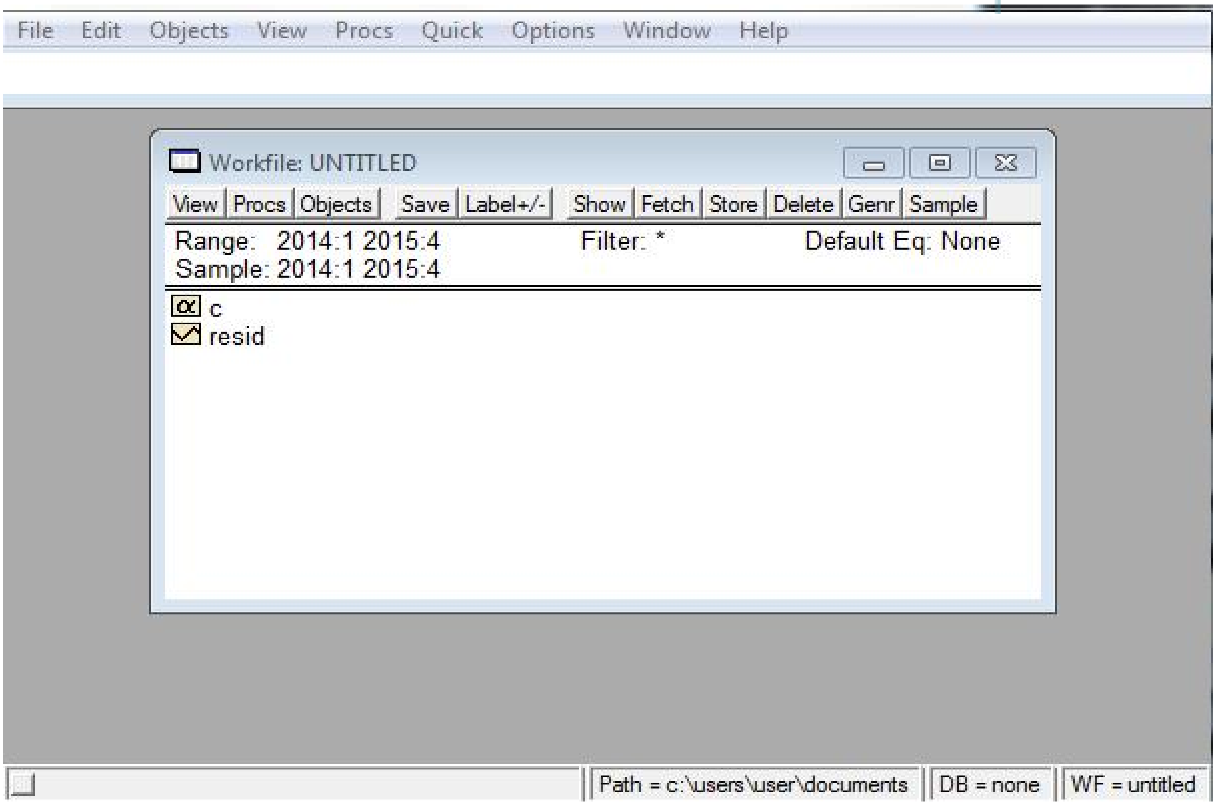
❹ Weekly and daily (أسبوعي أو يومي)

يتم تحديد هذه التواريخ تلقائيا رقم الشهر نقطتين فوق بعضهما البعض ثم رقم اليوم فوق بعضهما البعض ثم السنة مثلاً : 1:2:99 بمعنى 2 جانفي 1999

❺ Undated Or Irregular (غير تاريخي أو عددي طبيعي)

يتم تحديد المجال وفق الأعداد الطبيعية مثلاً : 1،2،3.......

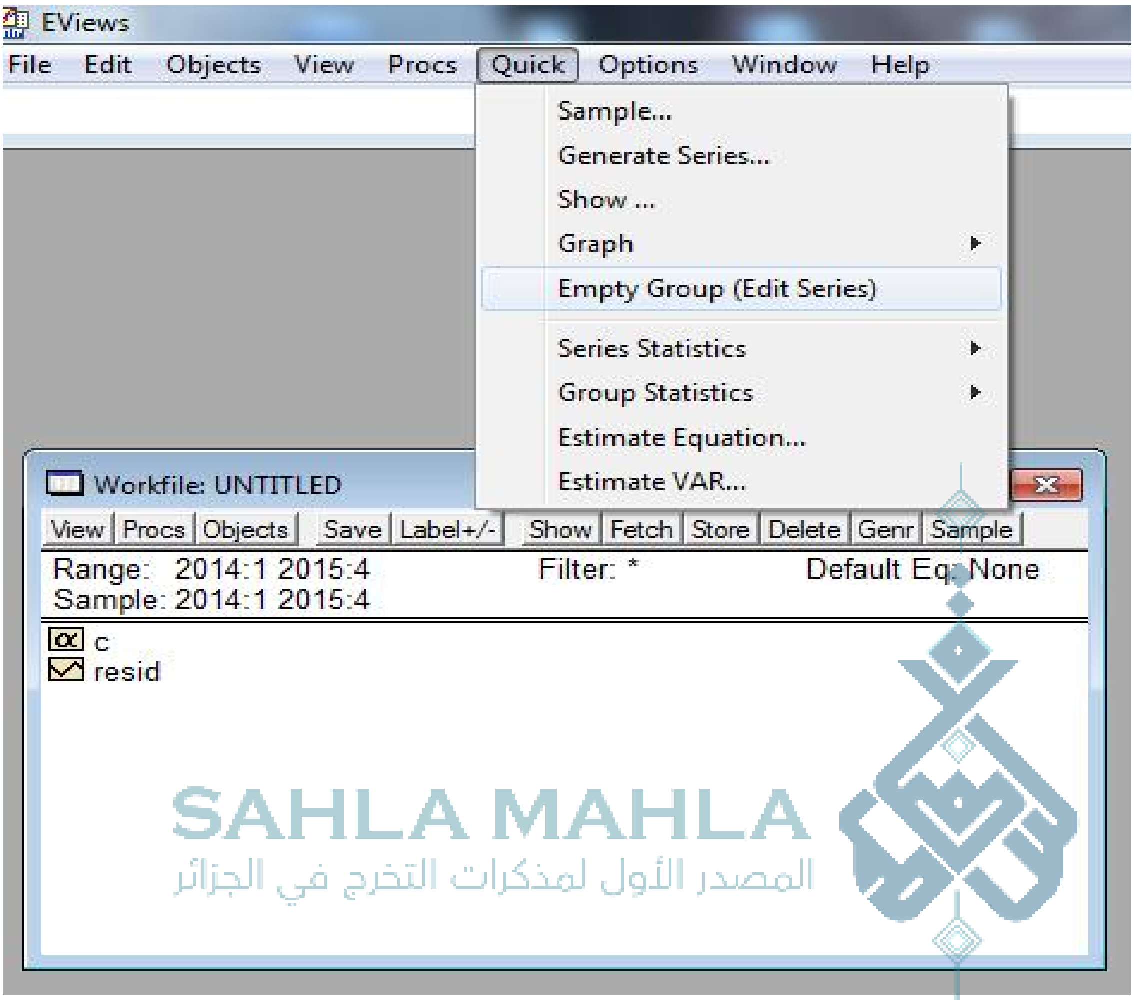
الانتهاء من تحديد المجال الزمني لعينة الدراسة ننقر على Ok ستظهر لنا نافذة ملف العمل، حيث اسم هذا الملف Untitled لأنه غير مخزن، كما في الشكل التالي :



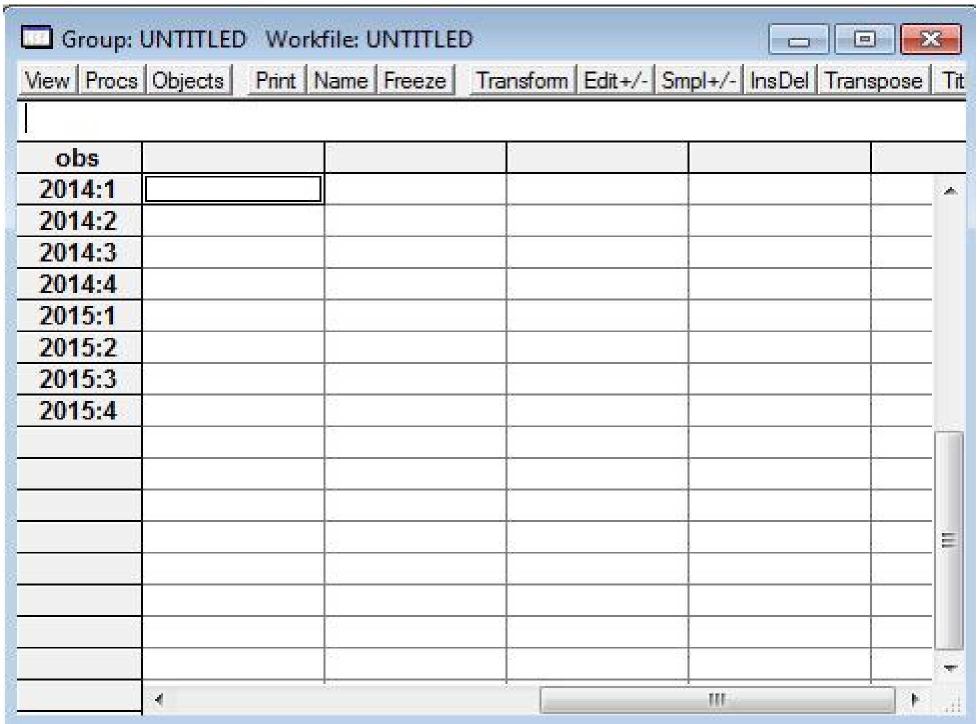
يظهر في الشكل أعلاه أيقونتين، أيقونة **c** وهي تعبر عن مصفوفة المعاملات، وأيقونة **Resid** وهي تعبر عن سلسلة البواقي.

2) إدخال متغيرات النموذج

لإدخال متغيرات النموذج ننقر على **Quick** ثم **Empty Group (Edit Series)** حسب الشكل التالي :



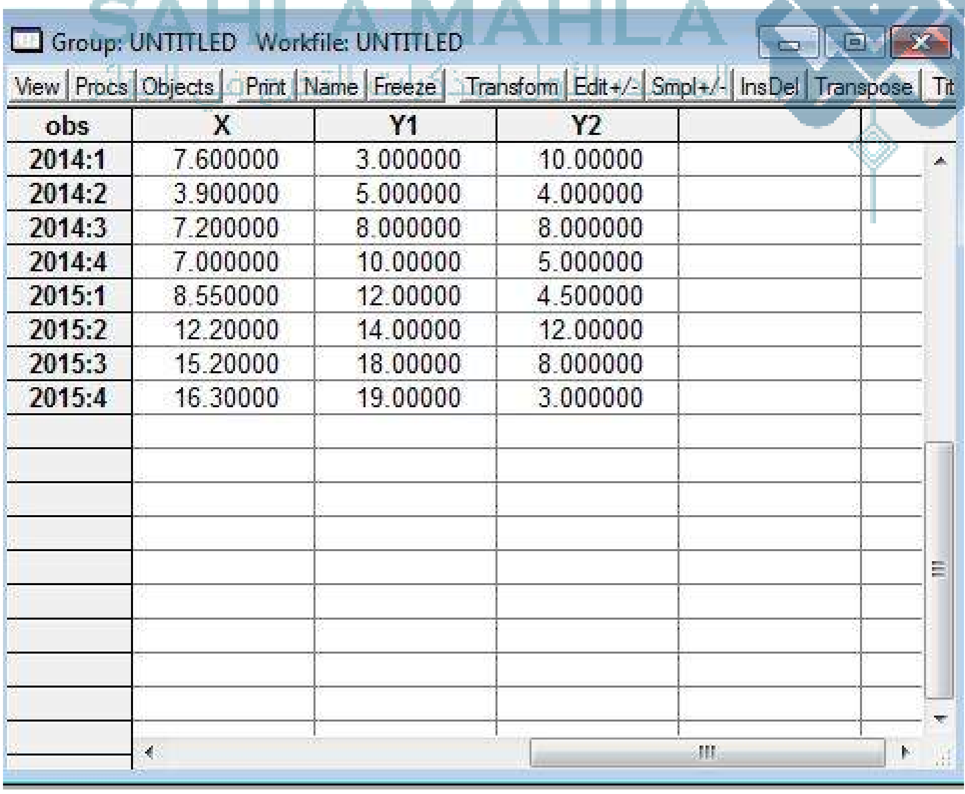
بعدها نتحصل على الخانات التالية :



يتم ملأ الخانات وذلك بنسخ البيانات من Excel أو Word ولصقها في الخانات الفارغة كما يلي :

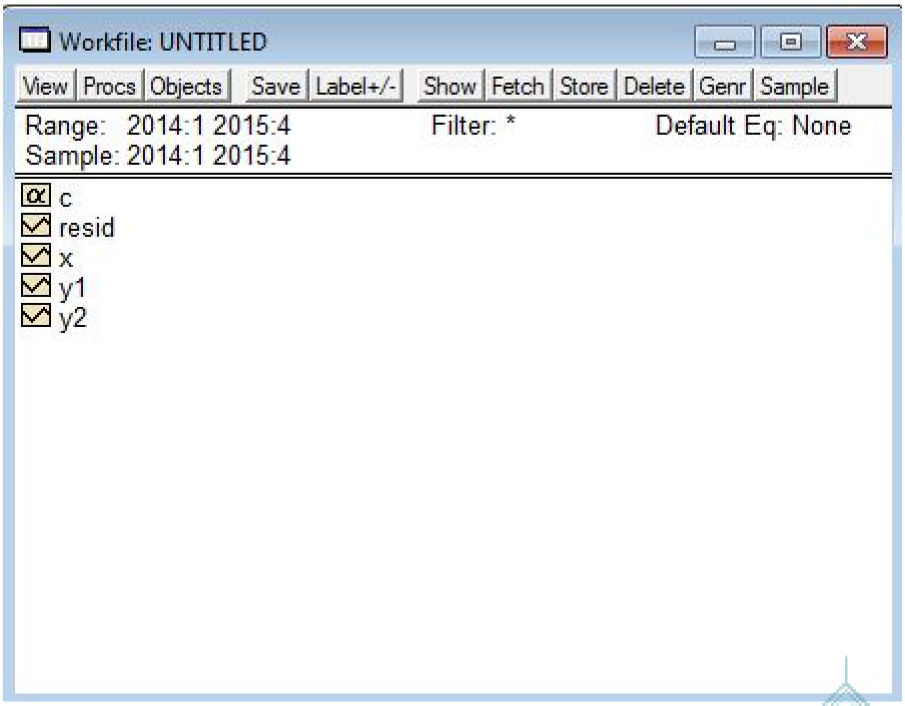
obs	SER01	SER02	SER03
2014:1	7.600000	3.000000	10.00000
2014:2	3.900000	5.000000	4.000000
2014:3	7.200000	8.000000	8.000000
2014:4	7.000000	10.00000	5.000000
2015:1	8.550000	12.00000	4.500000
2015:2	12.20000	14.00000	12.00000
2015:3	15.20000	18.00000	8.000000
2015:4	16.30000	19.00000	3.000000

بعد ملأ الخانات نقوم بتغيير تسمية الأعمدة، وذلك بالنقر على SER01 وSER02 وSER02 كل على حدا واستبدالها بالتسمية التالية : x ، y_1 ، y_2 على التوالي فتصبح كما يلي :



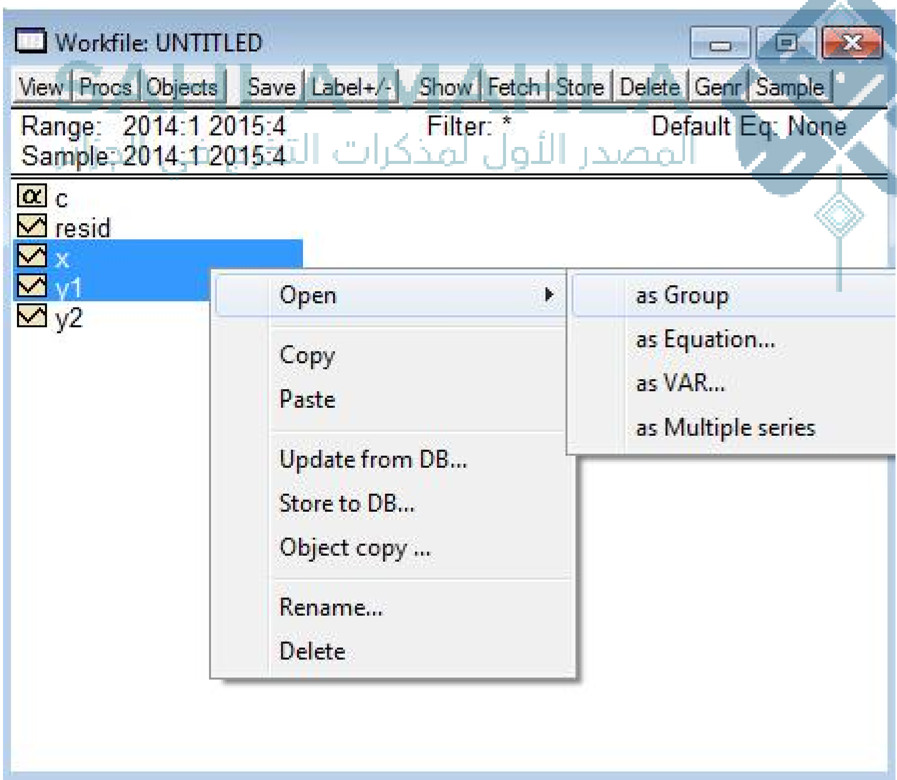
obs	X	Y1	Y2
2014:1	7.600000	3.000000	10.00000
2014:2	3.900000	5.000000	4.000000
2014:3	7.200000	8.000000	8.000000
2014:4	7.000000	10.00000	5.000000
2015:1	8.550000	12.00000	4.500000
2015:2	12.20000	14.00000	12.00000
2015:3	15.20000	18.00000	8.000000
2015:4	16.30000	19.00000	3.000000

ستظهر المتغيرات في النافذة التالية :

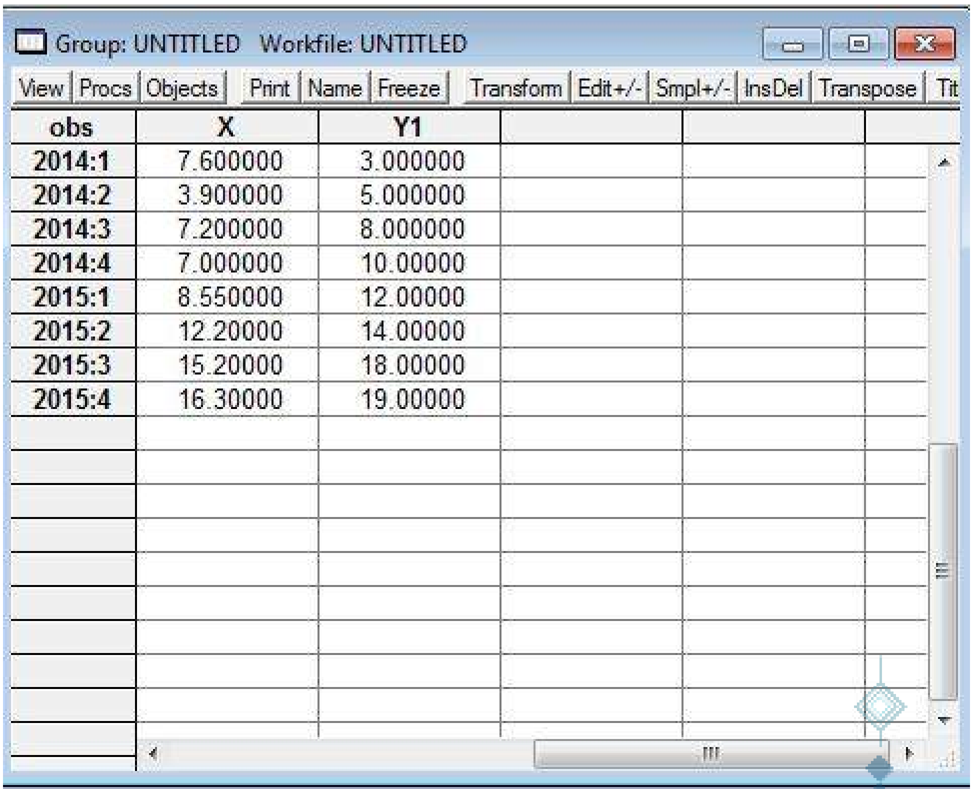


3) الرسم البياني

لرسم العلاقة الخطية بين المتغير المستقل x والمتغير التابع y_1 ، نقوم بتحديد المتغير المستقل x أولاً ثم المتغير التابع y_1 على التوالي، وننقر على اليمين من الفأرة فتظهر لنا Open ثم As Group كما يلي :

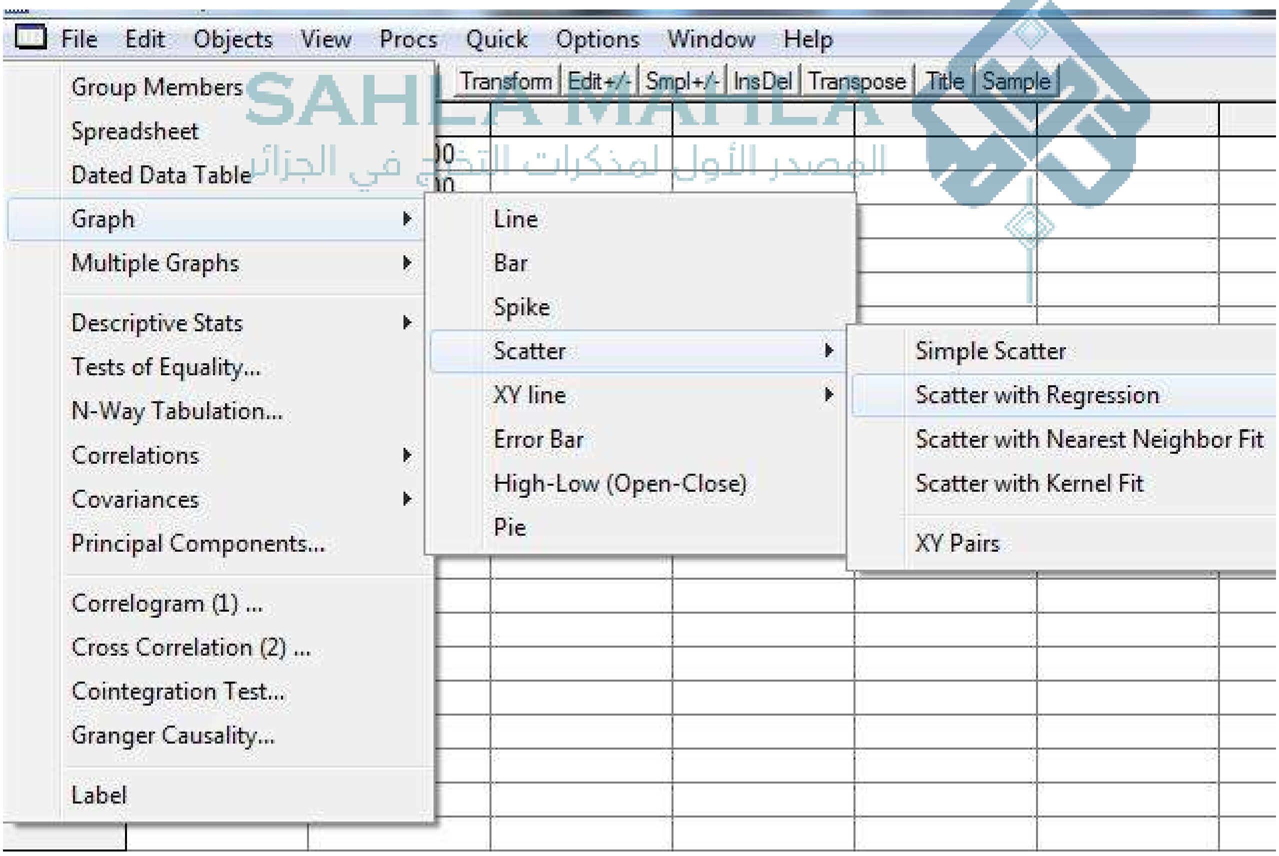


بعد النقر على As Group نتحصل على قيم المتغير المستقل x والمتغير التابع y_1 فقط، كما يلي :

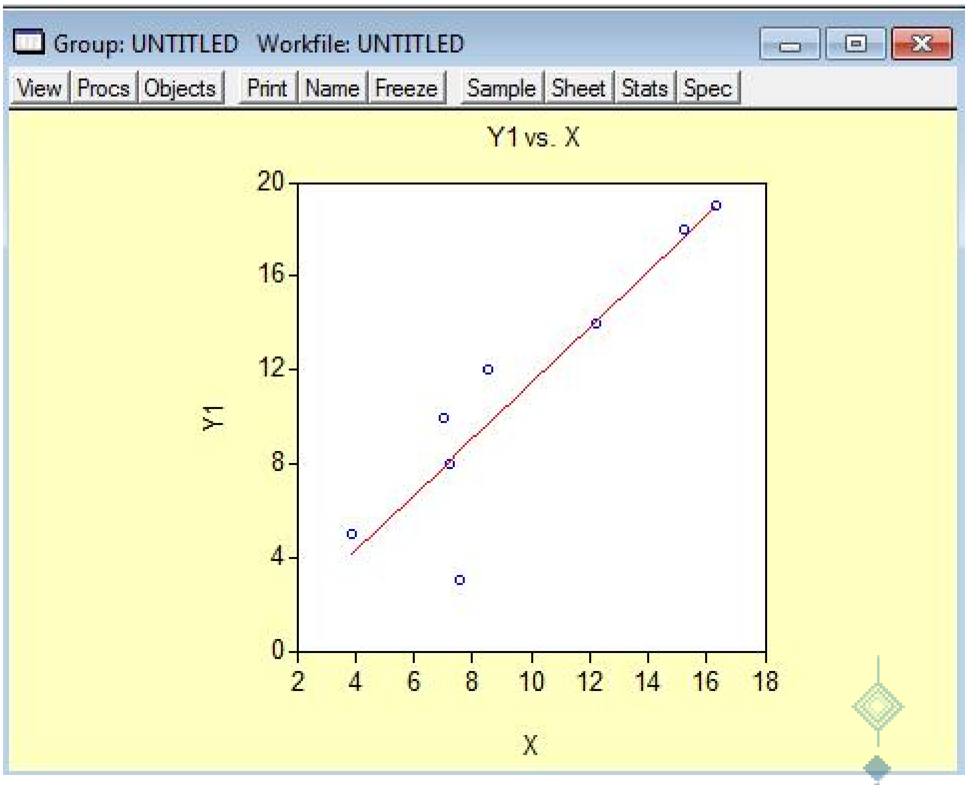


obs	X	Y1
2014:1	7.600000	3.000000
2014:2	3.900000	5.000000
2014:3	7.200000	8.000000
2014:4	7.000000	10.00000
2015:1	8.550000	12.00000
2015:2	12.20000	14.00000
2015:3	15.20000	18.00000
2015:4	16.30000	19.00000

ننقر على View ثم Graph ثم Scatter ثم Scatter With Regression كما يلي :

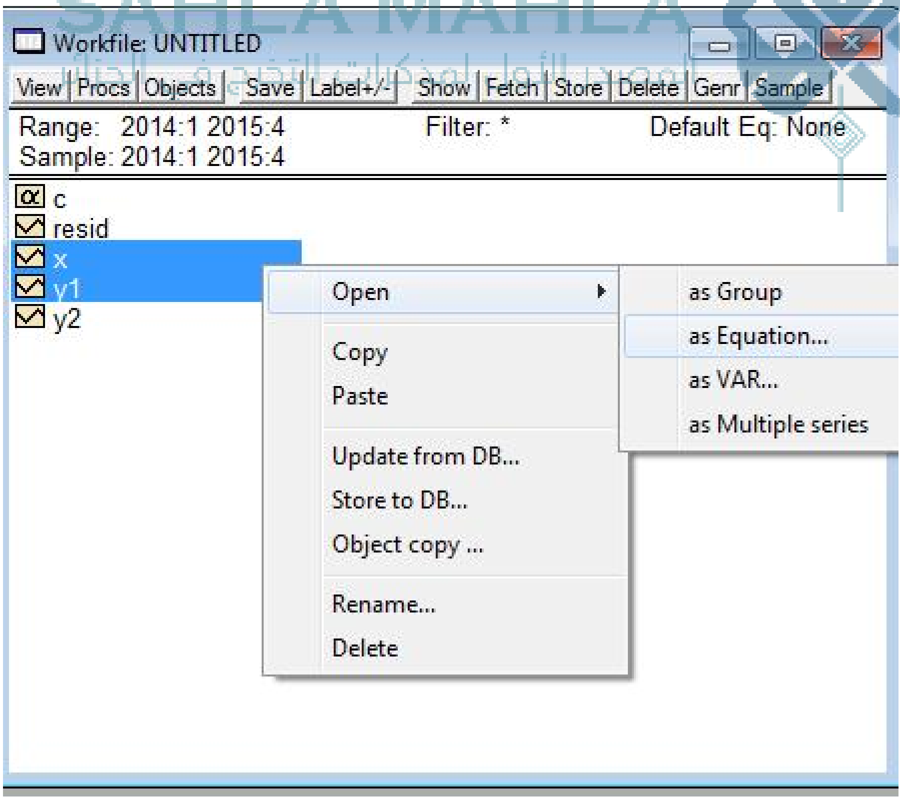


بعدها تظهر لنا نافذة فننقر على OK فنتحصل على الشكل التالي :

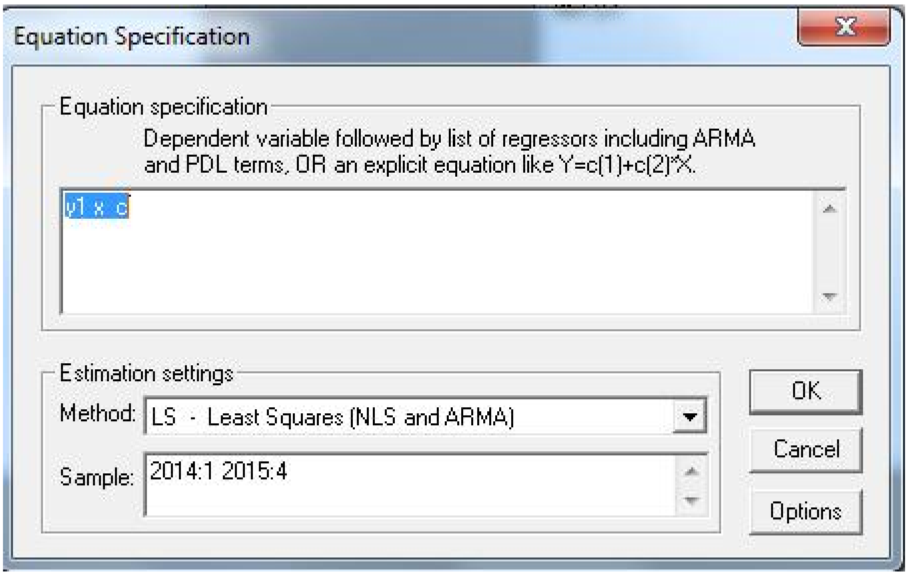


4) تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)

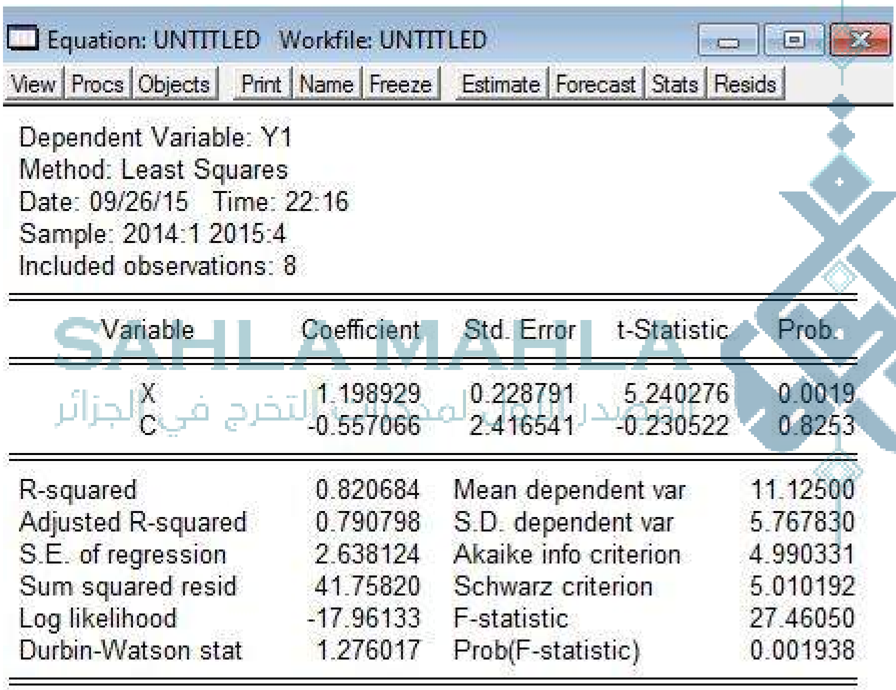
لتقدير النموذج الخطي البسيط نحدد المتغير التابع أولاً y_1 ثم نضغط على **Ctrl** في لوحة المفاتيح ونحدد المتغير المستقل **x** ثانياً على هذا الترتيب، ثم ننقر يمينا على الفأرة فنحصل على **Open** ثم **As Equation** كما يلي ما يلي :



بعدها نتحصل على النافذة التالية حيث يظهر المتغير التابع أولاً y_1 ، ثم المتغير المستقل **x** ثانياً، ثم الثابت **C**، وأسفل المعادلة تظهر طريقة التقدير وهي طريقة المربعات الصغرى **LS** وفق الشكل التالي :



ننقر على OK فنتحصل على قيم معلمات الانحدار الخطي البسيط وفق الشكل التالي :


Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

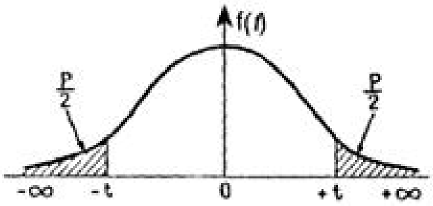
Dependent Variable: Y1
Method: Least Squares
Date: 09/26/15 Time: 22:16
Sample: 2014:1 2015:4
Included observations: 8

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X	1.198929	0.228791	5.240276	0.0019
C	-0.557066	2.416541	-0.230522	0.8253

R-squared	0.820684	Mean dependent var	11.12500
Adjusted R-squared	0.790798	S.D. dependent var	5.767830
S.E. of regression	2.638124	Akaike info criterion	4.990331
Sum squared resid	41.75820	Schwarz criterion	5.010192
Log likelihood	-17.96133	F-statistic	27.46050
Durbin-Watson stat	1.276017	Prob(F-statistic)	0.001938

الملحق رقم 02

جدول توزيع ستيودنت



	0,90	0,80	0,70	0,60	0,50	0,40	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01
1	0,158	0,325	0,510	0,727	1,000	1,376	1,963	3,078	6,314	12,706	31,821	63,657
2	0,142	0,289	0,445	0,617	0,816	1,061	1,386	1,886	2,920	4,303	6,965	9,925
3	0,137	0,277	0,424	0,584	0,765	0,978	1,250	1,638	2,353	3,182	4,541	5,841
4	0,134	0,271	0,414	0,569	0,741	0,941	1,190	1,533	2,132	2,776	3,747	4,604
5	0,132	0,267	0,408	0,559	0,727	0,920	1,156	1,476	2,015	2,571	3,365	4,032
6	0,131	0,265	0,404	0,553	0,718	0,906	1,134	1,440	1,943	2,447	3,143	3,707
7	0,130	0,263	0,402	0,549	0,711	0,896	1,119	1,415	1,895	2,365	2,998	3,499
8	0,130	0,262	0,399	0,546	0,706	0,889	1,108	1,397	1,860	2,306	2,896	3,355
9	0,129	0,261	0,398	0,543	0,703	0,883	1,100	1,383	1,833	2,262	2,821	3,250
10	0,129	0,260	0,397	0,542	0,700	0,879	1,093	1,372	1,812	2,228	2,764	3,169
11	0,129	0,260	0,396	0,540	0,697	0,876	1,088	1,363	1,796	2,201	2,718	3,106
12	0,128	0,259	0,395	0,539	0,695	0,873	1,083	1,356	1,782	2,179	2,681	3,055
13	0,128	0,259	0,394	0,538	0,694	0,870	1,079	1,350	1,771	2,160	2,650	3,012
14	0,128	0,258	0,393	0,537	0,692	0,868	1,076	1,345	1,761	2,145	2,624	2,977
15	0,128	0,258	0,393	0,536	0,691	0,866	1,074	1,341	1,753	2,131	2,602	2,947
16	0,128	0,258	0,392	0,535	0,690	0,865	1,071	1,337	1,746	2,120	2,583	2,921
17	0,128	0,257	0,392	0,534	0,689	0,863	1,069	1,333	1,740	2,110	2,567	2,898
18	0,127	0,257	0,392	0,534	0,688	0,862	1,067	1,330	1,734	2,101	2,552	2,878
19	0,127	0,257	0,391	0,533	0,688	0,861	1,066	1,328	1,729	2,093	2,539	2,861
20	0,127	0,257	0,391	0,533	0,687	0,860	1,064	1,325	1,725	2,086	2,528	2,845
21	0,127	0,257	0,391	0,532	0,686	0,859	1,063	1,323	1,721	2,080	2,518	2,831
22	0,127	0,256	0,390	0,532	0,686	0,858	1,061	1,321	1,717	2,074	2,508	2,819
23	0,127	0,256	0,390	0,532	0,685	0,858	1,060	1,319	1,714	2,069	2,500	2,807
24	0,127	0,256	0,390	0,531	0,685	0,857	1,059	1,318	1,711	2,064	2,492	2,797
25	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	0,856	1,058	1,316	1.708	2,060	2,485	2,787
26	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	0,856	1,058	1,315	1,706	2,056	2,479	2,779
27	0,127	0,256	0,389	0,531	0,684	0,855	1,057	1,314	1,703	2,052	2,473	2,771
28	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,855	1,056	1,313	1,701	2,048	2,467	2,763
29	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,854	1,055	1,311	1,699	2,045	2,462	2,756
30	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,854	1,055	1,310	1,697	2,042	2,457	2,750
.												
∞	0,125	0,253	0,385	0,524	0,674	0,841	1,036	1,281	1,644	1,959	2,326	2,575

¬ : عدد درجات الحرية

جدول دربين–واتسون

n	$k=1$		$k=2$		$k=3$		$k=4$		$k=5$	
	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2
15	1,08	1,36	0,95	1,54	0,82	1,75	0,69	1,97	0,56	2,21
16	1,10	1,37	0,98	1,54	0,82	1,73	0,74	1,93	0,62	2,15
17	1,13	1,38	1,02	1,54	0,90	1,71	0,78	1,90	0,67	2,10
18	1,16	1,39	1,05	1,53	0,93	1,69	0,82	1,87	0,71	2,06
19	1,18	1,40	1,08	1,53	0,97	1,68	0,86	1,85	0,75	2,02
20	1,20	1,41	1,10	1,54	1,00	1,68	0,90	1,83	0,79	1,99
21	1,22	1,42	1,13	1,54	1,03	1,67	0,93	1,81	0,83	1,96
22	1,24	1,43	1,15	1,54	1,05	1,66	0,96	1,80	0,86	1,94
23	1,26	1,44	1,17	1,54	1,08	1,66	0,99	1,79	0,90	1,92
24	1,27	1,45	1,19	1,55	1,10	1,66	1,01	1,78	0,93	1,90
25	1,29	1,45	1,21	1,55	1,12	1,66	1,04	1,77	0,95	1,89
26	1,30	1,46	1,22	1,55	1,14	1,65	1,06	1,76	0,98	1,88
27	1,32	1,47	1,24	1,56	1,16	1,65	1,08	1,76	1,01	1,86
28	1,33	1,48	1,26	1,56	1,18	1,65	1,10	1,75	1,03	1,85
29	1,34	1,48	1,27	1,56	1,20	1,65	1,12	1,74	1,05	1,84
30	1,35	1,49	1,28	1,57	1,21	1,65	1,14	1,74	1,07	1,83
31	1,36	1,50	1,30	1,57	1,23	1,65	1,16	1,74	1,09	1,83
32	1,37	1,50	1,31	1,57	1,24	1,65	1,18	1,73	1,11	1,82
33	1,38	1,51	1,32	1,58	1,26	1,65	1,19	1,73	1,13	1,81
34	1,39	1,51	1,33	1,58	1,27	1,65	1,21	1,73	1,15	1,81
35	1,40	1,52	1,34	1,58	1,28	1,65	1,22	1,73	1,16	1,80
36	1,41	1,52	1,35	1,59	1,29	1,65	1,24	1,73	1,18	1,80
37	1,42	1,53	1,36	1,59	1,31	1,66	1,25	1,72	1,19	1,80
38	1,43	1,54	1,37	1,59	1,32	1,66	1,26	1,72	1,21	1,79
39	1,43	1,54	1,38	1,60	1,33	1,66	1,27	1,72	1,22	1,79
40	1,44	1,54	1,39	1,60	1,34	1,66	1,29	1,72	1,23	1,79
45	1,48	1,57	1,43	1,62	1,38	1,67	1,34	1,72	1,29	1,78
50	1,50	1,59	1,46	1,63	1,42	1,67	1,38	1,72	1,34	1,77
55	1,53	1,60	1,49	1,64	1,45	1,68	1,41	1,72	1,38	1,77
60	1,55	1,62	1,51	1,65	1,48	1,69	1,44	1,73	1,41	1,77
65	1,57	1,63	1,54	1,66	1,50	1,70	1,47	1,73	1,44	1,77
70	1,58	1,64	1,55	1,67	1,52	1,70	1,49	1,74	1,46	1,77
75	1,60	1,65	1,57	1,68	1,54	1,71	1,51	1,74	1,74	1,77
80	1,61	1,66	1,59	1,69	1,56	1,72	1,53	1,74	1,51	1,77
85	1,62	1,67	1,60	1,70	1,57	1,72	1,55	1,75	1,52	1,77
90	1,63	1,68	1,61	1,70	1,59	1,73	1,57	1,75	1,54	1,78
95	1,64	1,69	1,62	1,71	1,60	1,73	1,58	1,75	1,56	1,78
100	1,65	1,69	1,63	1,72	1,61	1,74	1,59	1,76	1,57	1,78

n : حجم العينة (عدد المشاهدات)

k : عدد المتغيرات المستقلة في النموذج (الثابتة مقصاة)

قائمة المراجع

❶ باللغة العربية

❷ باللغة الأجنبية

أولاً) المراجع باللغة العربية

1) **عبد القادر محمد عبد القادر عطية**، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، (ط 2، الإسكندرية : الدار الجامعية، 2000).

2) **داديان**، النماذج الاقتصادية العالمية، تعريب: علي محمد تقي القزويني، (الجزائر : OPU ، 1992).

3) **عباس السيد**، الاقتصاد القياسي، (مصر : دار الجامعات المصرية، دون تاريخ).

4) **عصام عزيز الشريف**، مقدمة في الاقتصاد القياسي، (ط2، الجزائر : OPU، 1981).

5) **محمد خزاز**، محاضرات في الاقتصاد القياسي، (الجزائر: مطبوعات جامعة منتوري قسنطينة، 2000).

6) **دومينيك سلفاتور**، نظريات ومسائل في الإحصاء والاقتصاد القياسي، (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، دون تاريخ).

7) **سمير محمد عبد العزيز**، الاقتصاد القياسي مدخل في إتخاذ القرارات، (مصر، الإسكندرية : مكتبة الإشعاع، 1997).

8) **صالح تومي**، مبادئ التحليل الاقتصادي الكلي مع تمارين ومسائل محلولة، (الجزائر : دار أسامة، دون تاريخ).

9) **محمد شريف إلمان**، محاضرات في النظرية الاقتصادية الكلية، (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 2003)، ج1.

10) **مايكل ابدجان**، الاقتصاد الكلي –النظرية والسياسة–، تعريب : محمد ابراهيم منصور، (المملكة العربية السعودية : دار المريخ للنشر، الرياض، 1999).

11) **محمد فرحي**، التحليل الاقتصادي الكلي، (ج1، الجزائر : دار أسامة، 2004).

12) **مولود حشمان**، نماذج وتقنيات التنبؤ القصير المدى، (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1998).

13) **خالد محمد السواعي**،

14) **وليد إسماعيل السيفو، فيصل مفتاح شلوف، فيصل جواد إبراهيم جواد**، مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي –التنبؤ والاختبارات القياسية من الدرجة الثانية–، (ط1، الأردن : عمان، الأهلية للنشر والتوزيع، 2006).

15) **عبد الرحمان الأحمد العبيد**، مبادئ التنبؤ الإداري، (السعودية : النشر العلمي والمطابع، جامعة الملك سعود، الرياض، 2004.

16) **محمد شيخي**، طرق الاقتصاد القياسي –محاضرات وتطبيقات–، (الجزائر : دار الحامد للنشر والتوزيع، 2013).

17) **هاري كليجيان، والاس أوتس**، مقدمة في الاقتصاد القياسي – المبادئ والتطبيقات–، تعريب : المرسي السيد حجازي و عبد القادر محمد عطية، (ط1، السعودية : جامعة الملك سعود، النشر العلمي والمطابع، 2001).

18) **قاسم نايف علوان، ابراهيم محمد الزعلوك**، أثر تغير العائد المتحقق على العائد المطلوب في ظل نموذج (CAPM) (دراسة تطبيقية)، (مجلة العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة فرحات عباس سطيف، العدد 5، 2005).

19) **أحمد عمر القيشاوي**، تقرير حول : الحد الكفء في نظرية المحفظة، (الجامعة الإسلامية غزة، ديسمبر 2004).

20) **بلجبلية سمية**، أثر التضخم على عوائد الأسهم–دراسة تطبيقية لأسهم مجموعة من الشركات المسعرة في بورصة عمان للفترة (1996-2006)–، رسالة ماجيستير، جامعة منتوري قسنطينة، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، قسم علوم التسيير، 2010/2009.

21) **سامي فخري محي الدين عبيدات**، استخدام كلفة التمويل في تقييم الأسهم العادية(دراسة تطبيقية في بورصة عمان)، (رسالة ماجيستير، جامعة آل البيت، كلية إدارة المال والأعمال، قسم التمويل والمصاريف، 2008).

ثانياً) المراجع باللغة الأجنبية

22) **Eugene F. Fama and Kenneth R. French**, The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence, (Journal of Economic Perspectives—Volume 18, Number 3—Summer 2004).

23) **E.MANILVAUD** ,Methodes Statistiques De L`Economitrie , (Paris : DOUNOD, 1981).

24) **CHRISTIAN LABROUSSE** ,Untroductions A L`Economitrie , (Paris : Quotriene Edition ,DOUNOD,1980).

25) **EMGENE A Dindio**, Macro-Économique -Cours Et Problemes- , Sixieme Tirage , Serie Shom , 1978.

26) **Bruce E. Hansen**, Econometrics, University Of Wisconsin, January 16, 2015.

27) **Jack Johnston – John Dnardo** , Econometriques , (4^{e}editin , Edition Economica , 2001).

28) **Eric Dor**, Économétrie- Synthèse De Cours Exercices Corrigés-, Collection Synthex, Pearson Education France, 2004.

29) ***C.* Dougherty**, Elements of Econometrics, University of London International Programmes, The London School of Economics And Political Science, Publications Office, Stewart House, 2014.

30) **R-Bourbonnais**,Econometrie,3^{eim} Edition, Dunod Paris.

31)***William H. Greene***, Econometric Analysis, New York University, Upper Saddle River, Fifth Edition, July 10, 2002.