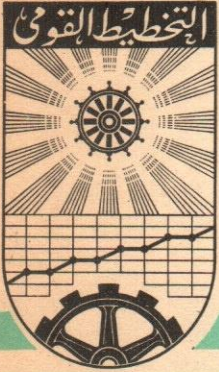


الجمهورية العربية المتحدة



مجلس التخطيط القومي

مذكرة رقم (٧٦٦)

دراسات
في الاقتصاد القياسي

جزء (٢)

دكتور
محمد جلال الدين أبو الذهب

يونيو ١٩٦٢

الآراء التي وردت في هذه المذكرة
تمثل رأي الكاتب ولا تمثل رأي المعهد ذاته



الطرق الاحصائية المستخدمة في الاقتصاد القياسي

يلجأ الاقتصاديون في تحليلاتهم للمتغيرات الاقتصادية الى استخدام احدى الطريقتين الأساسيتين الآتيتين :

أولا : التحليل الايجابي Positive Analysis

وهذه تعنى أنه يمكن التنبأ بالعلاقات الكمية بين المتغيرات المختلفة في لحظة زمنية معينة ، ولذا يطل على هذه الطريقة في بعض الأحيان بالطريقة الوصفية أو الطريقة التوقعية وذلك لأنها تعتمد اعتمادا كليا على العلاقات الكمية بين المتغيرات وبالحالة التي تتواجد بها . ولذا يمكن استخدام النتائج المتحصل عليها في عمليات التنبأ للعلاقات الكمية التي قد تسود في المستقبل اذا لم يحدث تغير حقيقى في الأحوال الاقتصادية السائدة ، والطريقة الاحصائية الأساسية التي تستخدم في التحليل الايجابي هي طريقة الانحدار .

ثانيا : التحليل النموذجى Normative Analysis

ويمكن هذه الطريقة الباحثين من الوصول — عن طريق تحليلهم للبيانات المتوفرة — الى الحالات المثلى للانتاج ، والاستهلاك والتوزيع ، وذلك بهدف تنظيم الوحدات الانتاجية وما الى ذلك . أى بمعنى أن التحليل النموذجى يمكننا من معرفة ما يجب أن تكون عليه العلاقات الاقتصادية المختلفة تحت فروض معينة — ويطلق على هذه الطريقة بعض الأحيان التحليل الارشادى Prescriptive Analysis وأهم الطرق المستخدمة تحت هذا النوع من التحليل

هي طريقة البرمجة Programming Technique .

طرق القياس



يستخدم الباحثون الكثير من طرق القياس في دراستهم ، وتحليلهم ، وتقديرهم للعلاقات الاقتصادية المختلفة . وتمثل هذه الطرق المحاولات الكثيرة التي قام بها رجال الاقتصاد لفهمهم ، وتحليلهم ، وشرح الظواهر الاقتصادية المختلفة سواء ما ظهر منها في الماضي أو في الحاضر أو ما يتوقع أن تكون عليه في المستقبل ، ويعتمد بعض هذه المحاولات اعتمادا كليا على الرسوم البيانية في حين أن يستخدم البعض الآخر الطرق الإحصائية المعقدة . ويلاحظ أن البعض يعتمد في تحليله على بيانات تاريخية في صورة سلاسل زمنية في حين أن البعض الآخر يستخدم بيانات مصدرها عينات ممثلة للمتغيرات المدروسة . وفي بعض الأحيان تتطابق النتائج المتحصل عليها من استخدام طريقتين مختلفتين في بحث مشكلة ما وفي الأحيان الأخرى قد تختلف النتائج اختلافا بينا . كما يلاحظ أن لكل من هذه الطرق مزاياها وعيوبها . وسنتعرض فيما يلي باختصار أهم هذه الطرق .

الطرق البيانية

Graphical Method

تعتمد هذه الطريقة اعتمادا كليا على استخدام الرسوم البيانية في فهم وشرح العلاقات المختلفة بين المتغيرات الاقتصادية . فعن طريق رسم عدة منحنيات للبيانات التي تمثل العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة ، ثم دراسة هذه المنحنيات فإنه يمكن استنتاج أي هذه المتغيرات المستقلة لها التأثير الأكبر على المتغير المستقل .

وأول من استخدم هذه الطريقة سنة ١٩٢٩ هو بروفيسور بين (L.H. Bean) وتتلخص هذه الطريقة في الآتي :

- ١ - نفرض أن لدينا متغير (تابع) وليكن (Y) والذي يعتمد على ثلاث متغيرات مستقلة ولتكن (X_1) ، (X_2) ، (X_3) .

- ٢ - يرسم ثلاث رسوم بيانية موضحا في كل منها العلاقة التي تمثل (Y مع X_1) ،
 $(Y$ مع $X_2)$ (Y مع X_3) فعن طريق دراسة الرسوم الثلاثة يمكن معرفة
 أى من المتغيرات المستقلة الثلاثة يمكن أن يعزى اليه الاختلافات (التغيرات) في
 المتغير (التابع) .
- ٣ - يحدد عن طريق دراسة رسم (Y مع X_1) العلاقة التقريبية بين X_1 و Y .
- ٤ - يحدد عن طريق البحث العلاقة التقريبية بين X_3 (أو X_2) والفروق المتبقية
 (الانحرافات) عن العلاقة التقريبية بين (X_1 و Y) .
- ٥ - ترسم الفروق المتبقية من المنحنى المتحصل عليه في الخطوة السابقة مع المتغير X_2 (X_3)
 لتحديد العلاقة بين X_2 (أو X_3) والفروق المتبقية النهائية للمتغير Y .
- ٦ - ترسم الفروق المتبقية من المنحنى المتحصل عليه من الخطوة السابقة أى الانحرافات عن
 المنحنيات التقريبية السابقة ، ثم يعمل منحنى تقريبي ثان لتقليل قيمة الفروق المتبقية
 (الانحرافات) فإذا أظهر المنحنى التقريبي في الرسم الممثل Y و X_1 العلاقة بين
 X_1 و Y فان الفروق الحقيقية (أى المسافات الرأسية من المنحنى) تكون مرتبطة
 بالمتغيرين الآخرين X_2 و X_3 . فإذا رسمنا رسما بيانيا يمثل المسافات الرأسية
 لانحدار (Y مع X_1) مع X_3 فاننا نحصل على رسم بياني تظهر فيه طبيعة
 العلاقة بين X_3 والفروق المتبقية من Y (أى بعد ازالة تأثير X_1 من Y)
 ومن ثم يمكن اكتشافها .

ولقد استخدم هذه الطريقة كثير من الاقتصاديين في تحليل أسعار السوق أو في تحليل
 الطلب والعرض لبعض السلع الزراعية أو الصناعية . ويلاحظ أن هذه الطريقة تعتمد أساسا على
 السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية المراد دراسة العلاقة بينها .

وتعتبر هذه الطريقة بسيطة للغاية وخاصة اذا كانت طبيعة العلاقات بين المتغيرات
 الاقتصادية يمكن ملاحظتها من المشاهدات الأصلية . ولكن في كثير من الأحيان فان النقط التي
 تمثل هذه العلاقات في الرسم البياني تكون مبعثرة للغاية مما يصعب معها تحديد العلاقة بين
 المتغيرات بدقة .

تحليل الانحدار

Regression Analysis

يستخدم الاقتصاديون البيانات المتوفرة الخاصة بالمتغيرات الاقتصادية في صورة سلاسل زمنية لتحديد العلاقات التي قد توجد بينها . وتتلخص هذه الطريقة في توفيق منحنى أو معادلة خاصة للمتغيرات المطلوب درستها ، وباستخدام هذه المعادلة أو المنحنى يمكن تقدير العلاقات المختلفة والتي بالتالى تساعد الباحث على التنبأ . أى أنه يمكن بواسطتها تقدير القيم الغير معلومة لمتغير ما باستخدام القيم المعلومة لمتغيرات أخرى . وتسمى المنحنيات أو المعادلات التي تربط بين المتغيرين اللذين بينهما علاقة بمنحنيات أو معادلات الانحدار . وتعتبر طريقة تحليل السلاسل الزمنية طريقة ايجابية أو وصفية أو توقعية . وتستخدم الطرق الآتية في تحليل السلاسل الزمنية :

١ - الانحدار البسيط — معادلة انحدار واحدة Simple Regresstion

وهذا يعنى أن المتغير الغير مستقل (التابع) يعتمد على متغير مستقل واحد وأن العلاقة بينهم يمكن أن تمثل وتحدد بمعادلة واحدة .

٢ - الانحدار المتعدد — معادلة انحدار واحدة Multipule Regresstion

وهذا يعنى أن المتغير الغير مستقل (التابع) يعتمد على متغيرين مستقلين أو أكثر وأن العلاقة بينهم يمكن أن تمثل وتحدد بمعادلة واحدة .

٣ - انحدار المجموع Canonical Regression

وهذا يعنى أن يعتمد أكثر من متغير غير مستقل (تابع) كمجموعة — على أكثر من متغير مستقل . ومثال ذلك الكميات المعروضة لمجموعة من السلع ككل تعتمد على أسعار المجموعة كلها .

٤ - المعادلات الآتية Simultaneous Equations

تستخدم المعادلات الآتية في تحليل السلاسل الزمنية لتقدير العلاقات الاقتصادية المختلفة . وتستخدم المعادلات الآتية عندما يعتمد المتغير الغير مستقل (التابع) على

عدد من المتغيرات المستقلة والتي تعتمد بالتالى على متغيرات اقتصادية أخرى . وتعتبر هذه الطريقة ذو فائدة كبرى حيث أنها تمكن الباحث من أن يستخدم عددا لا بأس به من المتغيرات الاقتصادية والتي بالتالى تساعد على شرح أسباب التباين فى المتغير المستقل (التابع) .

وتتلخص طرق تحليل السلاسل الزمنية - من الناحية الهندسية فى أن كل زوج من المشاهدات المدروسة يحدد نقطة فى مستوى الورقة بالنسبة لمحورين متعامدين يمثل احدها قيم المتغيرين فى حين يمثل المحور الآخر قيم المتغير الآخر . وعند تمثيل قيم كل أزواج المشاهدات المرتبطة بالنقط على مستوى الورقة فاننا نحصل على ما يسمى شكل الانتشار Scatter Diagram

والنقط التى تمثل قيم أزواج المشاهدات فى شكل الانتشار قد تتركز حول اتجاه معين فيقال ان المتغيرين بينهما ارتباط . أو تكون مبعثرة بلا نظام أو اتجاه وفى هذه الحالة لا يكون هناك ارتباط بين المتغيرين . وقد يكون الاتجاه الذى تتركز حوله النقط مستقيما أو قد يكون خطا منحنيا وحتى يكون الاتجاه المستقيم أو المنحنى ممثلا للنقط أحسن تمثيل فانه يجب أن يمر بأكثر عدد ممكن من النقط التى تمثل قيم أزواج المشاهدات وأن يمر بين باقى النقط بالتوازن ويسمى الخط فى هذه الحالة بخط الانتشار أو خط الانحدار . ويمكن الحصول على هذا الخط اما بالرسم أو باستخدام طريقة المربعات الصغرى .

طريقة المربعات الصغرى

Method of Least Squares

معييار توفيق أحسن الخطوط :

يعتبر الخط المستقيم (أو أى منحنى) مطابقا وممثلا للبيانات المدروسة أحسن تمثيل اذا كان حاصل مجموع مربع انحرافات النقط (الملاحظات) على الخط المستقيم من القيم المناظرة لها فى شكل الانتشار أصغر ما يمكن . وتعرف الطريقة التى يمكن بها توفيق أحسن خط أو منحنى ليمثل هـذـه البيانات وتحقق فى نفس الوقت المعيار السابق بطريقة المربعات الصغرى .

لنفرض أن لدينا سلسلة زمنية للمتغيرين الاقتصاديين X & Y (عدد المشاهدات n) والمطلوب توفيق منحنى خطى لهما بطريقة المربعات الصغرى مع العلم بأن Y هى المتغير التابع ، X هى المتغير المستقل . لذا يمكن القول بأن المطلوب هو إيجاد α ، β ، ϵ فى النموذج قيم المشاهدات للمتغيرين X & Y - القيم الغير معلومة α ، β ، ϵ فى النموذج الخطى التالى

$$Y = \alpha + \beta X + \epsilon$$

حيث أن α عبارة عن الجزء المقطوع من المحور الصادى .

β عبارة عن ميل خط الانحدار .

ϵ تمثل انحراف كل نقطة مشاهدة عن خط الانحدار .

وتكون معادلة الخط المستقيم فى تقديرنا هى

$$\hat{y} = a + b_x$$

حيث أن a تقدير لـ

b تقدير لـ

$\hat{y}$ قيمة y المقدرة باستخدام معادلة خط الانحدار .

$$y = a + b_x + d_{y.x}$$

وتكون

حيث أن $d_{y.x}$ تقدير لـ (E) أى الفرق بين ($y - \hat{y}$) . أى الفرق بين الحقيقية والقدرة .

وحتى يمكننا استخدام الاختبارات الاحصائية في تحليلنا هذا ، وجب علينا وضع بعض الفروض للمتغير
(٤) (البواقي) .

وهذه الفروض هي :

- ١ - يعتبر المتغير (y) متغيرا عشوائيا ومستقلا عن باقي الانحرافات ، أى بمعنى أن احتمال الحصول على انحراف سلبى أو انحراف موجب يكون مستقلا عن باقي الانحرافات الأخرى .
- ٢ - يكون توزيع هذه الانحرافات يتبع التوزيع العادى بمتوسط يساوى صفرا وتباين يساوى σ^2 ،
ولتحقيق المعيار السابق - أى أن حاصل مجموع مربع انحرافات نقط على الخط المستقيم من لنقط المناظرة لها فى شكل الانتشار اصغرا ما يمكن - وجب علينا تصغير القيم الآتية لكل زوج من المشاهدات :

$$\begin{aligned}(y - \hat{y})^2 &= (y - a - bx)^2 \\ &= y^2 + a^2 + b^2 x^2 - 2ay - 2bxy + 2abx\end{aligned}$$

ويكون مجموع هذه القيم هو :

$$\sum_{i=1}^n (y - \hat{y})^2 = \sum_{i=1}^n y^2 + na^2 + b^2 \sum_{i=1}^n x^2 - 2a \sum_{i=1}^n y - 2b \sum_{i=1}^n yx + 2ab \sum_{i=1}^n x.$$

ولتحديد قيم المجهولين a و b التى تجعل $\sum_{i=1}^n (y - \hat{y})^2$ أصغرا ما يمكن وجب الحصول على التفاضل الجزئى لذلك المقدار بالنسبة لـ a و b ثم مساواته بالصفر .

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^n (y - \hat{y})^2}{\partial a} = 2na - 2 \sum_{i=1}^n y + 2b \sum_{i=1}^n x. \quad (1)$$

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^n (y - \hat{y})^2}{\partial b} = 2b \sum_{i=1}^n x^2 - 2 \sum_{i=1}^n yx + 2a \sum_{i=1}^n x. \quad (2)$$

وبمساواة كل من المعادلتين (١) • (٢) بالصفر نحصل من المعادلة رقم (١) على :

$$2na - 2\sum_{i=1}^n y + 2b\sum_{i=1}^n y = 0$$

أى أن

$$na + b\sum_{i=1}^n x = \sum_{i=1}^n y \quad (3)$$

ونحصل من المعادلة رقم (٢) على :

$$2b\sum_{i=1}^n x^2 - 2\sum_{i=1}^n yx + 2a\sum_{i=1}^n x = 0$$

$$a\sum_{i=1}^n x + b\sum_{i=1}^n x^2 = \sum_{i=1}^n xy \quad (4)$$

وتكون المعادلتين (٣) ، (٤) هما المعادلتين الطبيعيين والتي يمكن حلها معا

لايجاد قيم المجهولين a & b

فمن المعادلة رقم (٣) يكون

$$na = \sum_{i=1}^n y - b\sum_{i=1}^n x$$

وبقسمة طرفى المعادلة على (n)

$$\therefore a = \frac{\sum_{i=1}^n y}{n} - b \frac{\sum_{i=1}^n x}{n}$$

$$a = \bar{y} - b \bar{x}$$

أى أن

$$a = M_y - b M_x$$

حيث أن M_y المتوسط الحسابى لقيم y

• M_x المتوسط الحسابى لقيم x

وبالتعويض فى المعادلة رقم (٤) بقيمة (a) فانه يمكن الحصول على قيمة

$$a\sum_{i=1}^n x + b\sum_{i=1}^n x^2 = \sum_{i=1}^n xy \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^n x [M_y - bM_x] + b\sum_{i=1}^n x^2 = \sum_{i=1}^n xy$$

وحيث أن

فيكون $\sum_{i=1}^n x = nM_x$

$$nM_x M_y - nb M_x^2 + b \sum_{i=1}^n x^2 = \sum_{i=1}^n xy$$

$$b \sum_{i=1}^n x^2 - bnM_x^2 = \sum_{i=1}^n xy - nM_x M_y$$

$$b \left(\sum_{i=1}^n x^2 - nM_x^2 \right) = \sum_{i=1}^n xy - nM_x M_y$$

$$\therefore b = \frac{\sum_{i=1}^n xy - nM_x M_y}{\sum_{i=1}^n x^2 - nM_x^2}$$

$$\therefore b = \frac{\sum xy - \frac{\sum x \sum y}{n}}{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}} = \frac{\sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sum (x - \bar{x})^2}$$

ومذلك نكون قد قدرنا ثوابت معادلة الانحدار :

$$\hat{y} = a + bx$$

كفاءة التقديرات من معادلة الانحدار :

بعد حصولنا على قيم الثوابت a و b من العينة ، وجب علينا اختبار مدى كفاءة هذه التقديرات أى بمعنى أنه كيف يمكن استخدام المبادئ العامة للإحصاء فى اختبارنا لتحليل الانحدار فمن المحتمل أن لا تتساوى أى قيمة للمتغير y مع القيمة المقدرة له $\bar{y}$ (أى بمعنى أنه من المحتمل أن لا تقع أى من النقط فى شكل الانتشار على خط الانحدار) وقد تكون القيم المقدرة $\hat{y}$ قريبة من قيم y . وما أننا نتوقع بعض الأخطاء فى تقديراتنا ، فانه يصبح من الضروري قياس مقدار هذا الخطأ وبالتالى تحديد درجة الثقة التى يمكن إعطاؤها لتقديراتنا .

الخطأ المعياري لمعامل الانحدار :

يقدر الخطأ المعياري لمعامل الانحدار (b) بطريقة مشابهة لتلك التي تستعمل لتقدير الخطأ المعياري بمتوسط العينة . ويرمز للخطأ المعياري لمعامل الانحدار بالرمز σ_b . ويمكن إيجاد قيمة مربعة كالاتي :

$$\sigma_b^2 = \frac{n \sum y^2 - (\sum y)^2 - \frac{(n \sum xy - \sum x \sum y)^2}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}}{(n-2) \left\{ n \sum x^2 - (\sum x)^2 \right\}}$$

$$\sigma_b = \sqrt{\sigma_b^2}$$

وتكون

وحيث أن الأخطاء الناتجة عن تقدير y — $\hat{y}$ تتوزع توزيعا طبيعيا ، فإن الكمية

$$t = \frac{b - \beta}{\sigma_b}$$

تتبع (توزيع t) بدرجات حرية مساوية ($n - 2$) ودرجات الحرية هنا عددها يقل عن عدد المشاهدات باثنين وذلك راجع لأن قيم الثابتين a & b قد قدرتا من العينة . واختبار (t) هنا ما هو الا مقياس للاختلاف بين معامل الانحدار المقدّر من العينة ومعامل الانحدار الحقيقي للمجتمع . مع الأخذ في الاعتبار أخطاء المعاينة .

والطريقة المتبعة أن يجرى اختبار للمعنوية ، أي اختبار معنوية معامل الانحدار المقدّر (b) فإذا لم توجد علاقة خطية بين المتغيرين X & Y في المجتمع فإن معامل انحدار المجتمع (β) سيساوى صفرا . والفرض المراد اختباره في هذه الحالة هو ($\beta = 0$) بدرجّة معنوية معينة . فإذا رفضنا هذا الفرض ، فإننا نقول أن معامل الانحدار b يختلف عن الصفر . وإذا قبلنا الفرض فهذا يعنى احصائيا أن b غير معنوى أي أن العلاقة بين X و Y من المحتمل أن لا تكون خطية . واختبار (t) هذا يعطينا القيمة المقدرة أو قيمة (t) من العينة ، وباختيارنا لمستوى المعنوية الذي سنجرى عليه اختيارنا للفرض القائل بأن ($\beta = 0$)

فانه يمكننا مقارنة القيمة المقدرة $\hat{\beta}$ مع قيمة t من جدول توزيع t بدرجات حرية $(n - 2)$. فاذا كانت قيمة t المقدرة من العينة تساوى أو أكبر من قيمة t المناظرة لها من جدول توزيع t فاننا نرفض الفرض القائل بأن $(\beta = 0)$ بدرجة المعنوية المختارة أى أنه توجد علاقة خطية بين المتغيرين . أما اذا كانت قيمة t المقدرة من العينة أقل من قيمة t من جدول توزيع t فاننا نقبل الفرض القائل بأن $(\beta = 0)$ أى أنه لا توجد علاقة خطية بين المتغيرين X , Y .

ويمكن حساب قيمة ρ_b كالآتى

$$\rho_b = \frac{\rho_{y,x}}{\sqrt{\sum (x - \bar{x})^2}}$$

حيث أن $\rho_{y,x}^2$ هو تباين الانحرافات أو الفروق $d_{y,x}$ عندما تكون y مستقلة عن x ويعرف كذلك بأنه تباين المتغير y حول خط الانحدار وليس حول الوسط الحسابى $\bar{y}$. ويحسب هذا التباين كالآتى :

$$\rho_{y,x}^2 = \frac{\sum d_{y,x}^2}{(n-2)} = \frac{\sum (y - \hat{y})^2}{(n-2)}$$

حيث أن $d_{y,x}$ تساوى الفرق أو الانحراف $(y - \hat{y})$ بدرجات الحرية $(n - 2)$.

حدود الثقة لمعامل الانحدار :

يمكن حساب حدود ثقة لمعامل الانحدار (β) وذلك بدرجة الثقة المعينة ودرجات الحرية الملائمة وذلك بالتعويض عن قيمة t من جدول توزيع t فى المعادلة .

$$\frac{b - \beta}{\rho_b} = \pm t$$

وتكون حدود الثقة لمعامل الانحدار β وبدرجة ثقة ٩٥ % مساوية .

$$P_n \left\{ b - t_{(0.05, d.f.)} \rho_b \leq \beta \leq b + t_{(0.05, d.f.)} \rho_b \right\} = 0.95$$

الارتباط البسيط Simple Correlation

إذا فرض أن كل النقط التى تمثل الأزواج المختلفة من المشاهدات وقعت كلها على خط الانحدار فيكون بالتالى الانحراف المعياري للتقدير $(\hat{y})$ مساويا صفرا . ويكون تقدير قيم (y) من قيم (x) ذو درجة عالية من الدقة . وعلى عكس ذلك ، فقد يكون خط الانحدار أفقيا تماما بمعنى أن المتوسط الحسابي للمتغير (y) يكون مساويا لقيمة (y) لجميع قيم المتغير (x) المختلفة ، وفى هذه الحالة فان معرفة قيمة (x) لن تساعد فى تقدير قيمة (y) . وفى هذه الحالة فان الخطأ المعياري للتقدير يكون مساويا تماما للانحراف المعياري للمتغير (y) . أى أن

$$s_{y \cdot x} = s_y$$

$$\sqrt{\frac{\sum (y - \hat{y})^2}{N}} = \sqrt{\frac{\sum (y - \bar{y})^2}{N}}$$

ويكون فى هذه الحالة

$$\sum (y - \hat{y})^2 = \sum (y - \bar{y})^2$$

مما سبق يمكن القول بأن الحد الأدنى لقيمة الانحراف المعياري للتقدير $\hat{y}$ سيكون مساويا صفرا وأن الحد الأعلى لقيمة الانحراف المعياري للتقدير $\hat{y}$ سيكون مساويا s_y أى أن

$$0 \leq s_{y \cdot x} \leq s_y$$

ويقسم كل حد على s_y وتريعه فاننا نحصل على

$$0 \leq \frac{s_{y \cdot x}^2}{s_y^2} \leq 1$$

والنسبة $\frac{s_{y \cdot x}^2}{s_y^2}$ تساوى مربع معامل الارتباط البسيط للمجتمع ويعرف بـ (R^2)

ويطلق عليه معامل التحديد Coefficient of determination

ويكون تقدير معامل الارتباط البسيط من العينة مساويا

$$r = \frac{s_{\hat{y}}}{s_y} = \frac{s_{y \cdot x}}{s_y}$$

من هذا يتبين أن معامل الارتباط البسيط ما هو إلا عبارة عن النسبة بين الانحراف المعياري للقيم المتوقعة أو المقدرة للمتغير التابع الى الانحراف المعياري للقيم المشاهدة للمتغير التابع .
 وقياس معامل الارتباط العلاقة بين المتغيرين $\hat{y}$ و y حيث أنه يقارن بين التباين الكلي للمتغير y مع التباين الكلي في y عندما يأخذ في الاعتبار التباين الناتج عن المتغير المستقل . والطريقة العملية لحساب معامل الارتباط تكون كالآتي :

$$r = \frac{\sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x - \bar{x})^2 \sum (y - \bar{y})^2}}$$

وتكون الصورة المبسطة كالآتي

$$r = \frac{\sum xy - n\bar{x}\bar{y}}{\sqrt{(\sum x^2 - n\bar{x}^2)(\sum y^2 - n\bar{y}^2)}}$$

فإذا كانت قيمة (r) موجبة فهذا يعني أن العلاقة بينهم علاقة موجبة أى أنها علاقة طردية وإذا كانت قيمة (r) سالبة فهذا يعني أن العلاقة سلبية أى أنها علاقة عكسية .

معامل التحديد Coefficient of Determination

يعرف مربع معامل الارتباط البسيط للمجتمع (R^2) بمعامل التحديد .
 ويحصل عليه بقسمة تباين القيم المتوقعة للمتغير التابع في المجتمع على تباين القيم المشاهدة للمتغير التابع . أى أن

$$R^2 = \frac{\sigma_{\hat{y},x}^2}{\sigma_y^2}$$

ويكون معامل التحديد مقدرا من العينة

$$r^2 = \frac{s_{\hat{y},x}^2}{s_y^2}$$

من هذا يتبين أن معامل الارتباط البسيط ما هو الا عبارة عن النسبة بين الانحراف المعياري للقيم المتوقعة أو المقدرة للمتغير التابع الى الانحراف المعياري للقيم المشاهدة للمتغير التابع .
 وقياس معامل الارتباط العلاقة بين المتغيرين $\hat{y}$ و y حيث أنه يقارن بين التباين الكلى للمتغير y مع التباين الكلى في y عندما يأخذ في الاعتبار التباين الناتج عن المتغير المستقل . والطريقة العملية لحساب معامل الارتباط تكون كالآتي :

$$r = \frac{\sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x - \bar{x})^2 \sum (y - \bar{y})^2}}$$

وتكون الصورة المبسطة كالآتي

$$r = \frac{\sum xy - n\bar{x}\bar{y}}{\sqrt{(\sum x^2 - n\bar{x}^2)(\sum y^2 - n\bar{y}^2)}}$$

فاذا كانت قيمة (r) موجبة فهذا يعنى أن العلاقة بينهم علاقة موجبة أى أنها علاقة طردية واذا كانت قيمة (r) سالبة فهذا يعنى أن العلاقة سالبة أى أنها علاقة عكسية .

معامل التحديد Coefficient of Determination

يعرف مربع معامل الارتباط البسيط للمجتمع (R^2) بمعامل التحديد .
 ويحصل عليه بقسمة تباين القيم المتوقعة للمتغير التابع في المجتمع على تباين القيم المشاهدة للمتغير التابع . أى أن

$$R^2 = \frac{\sigma_{y \cdot x}^2}{\sigma_y^2}$$

ويكون معامل التحديد مقدرا من العينة

$$r^2 = \frac{s_{y \cdot x}^2}{s_y^2}$$

مثال :

لنفرض أنه لدينا سلسلة زمنية مكونة من ١٦ سنة وأنه لدينا زوج من المشاهدات للكميات المطلوبة (Y) والسعر (X) لكل سنة كما هو مبين بالجدول رقم (١) والمطلوب إيجاد العلاقة بين الكميات المطلوبة وأسعارها . ويتبع في ذلك الخطوات الآتية :

أولا : ارسم أزواج المشاهدات في شكل انتشار ، فنلاحظ أن النقط التي تمثل المشاهدات السطاة لنا لن تقع على خط مستقيم ولكن بدراسة الشكل العام لشكل الانتشار فانه يمكن استنتاج أن معادلة الخط المستقيم ستمثل النقط أحسن تمثيل . وتكون المعادلة المطلوبة تقدير ثوابتها هي :

$$Y = \alpha + \beta X$$

حيث أن B هما المعامل الغير معروفة للمجتمع والمطلوب تقديرها من المعادلة

$$\hat{Y} = a + bx$$

حيث أن a التقدير من العينة للثابت X ،

b التقدير من العينة لمعامل الانحدار β .

$$y = a + bx + dy \cdot x$$

وتكون

حيث أن $dy \cdot x$ تمثل الانحراف أو الفرق بين القيمة المشاهدة والقيمة المقدرة للمتغير Y

أي تساوى $(y - \hat{y})$.

والجدول رقم (١) مبين به القيم اللازمة لتقديرنا لمعادلة خط الانحدار .

Table 1.

Year	Y	X	X ²	YX	Y ²
1940	10	8.00	64.00	80.00	100
1941	28	4.50	20.25	126.00	784
1942	34	3.80	14.44	129.20	1156
1943	32	7.10	50.41	227.20	1024
1944	18	6.00	36.00	108.00	324
1945	60	4.00	16.00	240.00	3600
1946	60	2.00	4.00	120.00	3600
1947	78	1.00	1.00	18.00	6084
1948	87	2.30	5.92	200.10	7569
1949	66	3.00	9.00	198.00	4356
1950	48	7.00	49.00	336.00	2304
1951	41	6.40	40.96	262.40	1681
1952	44	2.50	6.25	110.00	1936
1953	25	7.40	54.76	185.00	625
1954	53	6.80	46.24	360.40	2809
1955	65	6.10	37.21	396.50	4225
Totals	749	77.90	454.81	3156.80	42177

$$n = 16, \bar{Y} = \frac{\sum Y}{n} = 46.81, \bar{X} = \frac{\sum X}{n} = 4.87$$

ثانيا : يمكن الحصول على قيم a (b من البيانات السابقة كالآتي :

$$b = \frac{\sum xy - \frac{\sum x \sum y}{n}}{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}} = \frac{3156.80 - \frac{(749)(77.90)}{16}}{454.81 - \frac{(77.90)^2}{16}}$$

$$b = \frac{3156.80 - 3646.50}{454.81 - 379.28} = \frac{-489.70}{75.53} = -6.48$$

$$a = \bar{y} - b \bar{x}$$

وتكون

$$= 46.81 - (-6.48)(4.87)$$

$$= 46.81 + 31.56$$

$$= 78.37$$

أي أن معادلة الطلب تكون في الصورة

$$Y = 78.37 - 6.48 X$$

ولاختبار معنوية معامل الانحدار (b) وجب ايجاد قيمة s_b

$$s_b = \frac{n \sum Y^2 - (\sum Y)^2 - \left\{ \frac{(n \sum XY - \sum X \sum Y)^2}{n \sum X^2 - (\sum X)^2} \right\}}{(n - 2) \left\{ n \sum X^2 - (\sum X)^2 \right\}}$$

$$s_b = \sqrt{\frac{(16)(42.177) - (749)^2}{(16 - 2) \left[\frac{[(16)(3156.80) - (77.90)(749)]^2}{(16)(454.81) - (77.90)^2} \right]}}$$

$$= \sqrt{\frac{113788.8799}{16919.70}} = \sqrt{6.7252} = 2.5933$$

وتكون قيمة (t) المقدرة من السلسلة الزمنية

$$t = \frac{-6.48 - 0}{2.5933} = -2.5026$$

وبالكشف في جدول توزيع (t) عند ٥ % مستوى المعنوية ودرجات حرية = ١٤ درجة فاننا نجد أن قيمة (t) = ٢.١٤٥ ، وحيث أن قيمة (t) المقدرة أكبر من قيمتها من جدول (t) فاننا نرفض الفرض القائل بأن معامل الانحدار للمجتمع يساوى صفراً .

معنى معامل الانحدار :

تعتبر قيمة معامل الانحدار (b) (- ٦٤٨) المقدرة من السلسلة الزمنية هي تقدير لمعامل انحدار المجتمع (β) . وهو عبارة عن ميل خط الانحدار بالنسبة للمتغير (Y) الخاص بالكميات المطلوبة . ومعامل الانحدار في هذه المعادلة له إشارة سالبة وهذا يعنى أنه عندما تزداد الكميات المطلوبة بوحدة واحدة فان سعر السلعة سينخفض بمقدار ٦٤٨ وحدة . وهذا يعنى أن العلاقة بين الكميات المطلوبة من السلعة وسعرها هي علاقة عكسية أى سلبية .

حساب حدود الثقة لمعامل الانحدار :

از معامل الانحدار $b = - ٦٤٨$ ما هو الا تقدير نقطة المقايسة لمعامل انحدار المجتمع (β) ، ويمكن ايجاد حدود الثقة التى تقع بينها قيمة معامل انحدار المجتمع (β) بالطريقة الآتية :

$$P_r \left\{ b - t_{(.05, 14)} s_b \leq \beta \leq b + t_{(.05, 14)} s_b \right\} = .95$$

$$P_r \left\{ (-6.48) - 2.145 \times 2.5933 \leq \beta \leq (-6.48) + 2.145 \times 2.5933 \right\} = .95$$

$$P_r \left\{ (-6.48) - 5.56 \leq \beta \leq (-6.48) + 5.56 \right\} = .95$$

$$P_r \left\{ (-12.04 \leq \beta \leq -0.92 \right\} = .95$$

وحدود الثقة هذه تعنى أن القيمة الحقيقية للمجتمع لمعامل الانحدار (β) من المحتمل أنها تقع بين هاتين القيمتين (-0.92) ، (-12.04) . أى أنه إذا قمنا بتقدير (β) بنفس الطريقة من عدد كبير من العينات ، وليكن عدد العينات مائة أى أنه سيكون لدينا مائة تقدير لمعامل الانحدار (β) فان خمسة فى المائة من التقديرات ستقع قيمتها خارج هذه الحدود . أى أننا نكون واثقين بدرجة ٩٥% بأن تقديرنا لمعامل انحدار المجتمع (β) سيقع بين القيمتين (-12.04) ، (-0.92) .

تقدير معامل الارتباط البسيط :

يمكن حساب معامل الارتباط البسيط بين المتغيرين x و y وذلك كالآتي :

$$r = \frac{\sum xy - n \bar{x} \bar{y}}{\sqrt{(\sum x^2 - n \bar{x}^2)(\sum y^2 - n \bar{y}^2)}}$$

$$= \frac{3156.80 - 16 \times 4.87 \times 46.81}{\sqrt{[454.81 - 16 \times (4.87)^2][42177 - 16 \times (46.81)^2]}}$$

$$= -.67$$

وهذا يعنى أن العلاقة بين المتغيرين x, y علاقة عكسية أى أنه كلما زادت أسعار السلعة كلما قلت الكميات المطلوبة . وتختبر معنوية معامل الارتباط كالآتي : الفرض المراد اختباره هو أن $(R=0)$ أى أن معامل الارتباط البسيط بين المتغيرين x, y فى المجتمع الاصلى يساوى صفراً .

$$t = \frac{r \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$$

$$= \frac{-.67 \sqrt{16-2}}{\sqrt{1-.4489}} = \frac{-.67 \times \sqrt{14}}{\sqrt{.5511}}$$

$$= \frac{-.67 \times 3.742}{.7417} = \frac{-2.5071}{.7417} = -3.382$$

وبالكشف فى جدول توزيع (t) عند ٥% مستوى معنوية ودرجات حرية = ١٤ درجة فأننا نجد أن قيمة $(t) = ٢.١٤٥$ ، وحيث أن القيمة المطلقة لـ (t) المقدره اكبر من قيمها من الجدول فأننا نرفض الفرض القائل بأن معامل الارتباط البسيط يساوى صفراً .

تقدير معامل التحديد :

إذا اردنا معرفة نسبة التباين في المتغير ($\bar{y}$) التي يمكن شرحها من التغيرات في المتغير (x) وجب علينا حساب معامل التحديد (r^2) وبحسب كالاتي .

$$r^2 = \frac{[\sum x y - n \bar{x} \bar{y}]^2}{(\sum x^2 - n \bar{x}^2)(\sum y^2 - n \bar{y}^2)}$$

$$= \frac{[3156.80 - (16)(4.87)(46.81)]^2}{[454.81 - (16)(4.87)^2][42177 - (16)(46.81)^2]}$$

$$= \underline{\underline{.4489}}$$

أي ان التغير في سعر السلعة (y) سيفسر حوالي ٤٥ % من التغير في الكميات المطلوبة من السلعة (Y) في السوق . والجزء الباقي من التباين في الكميات المطلوبة ناتج عن الأخطاء . وهذه الأخطاء إما نتيجة لأخطاء في الملاحظات أو أخطاء ناتجة عن عدم الأخذ في الاعتبار التغيرات في مستوى الدخل ، والتغيرات في أسعار السلع البديلة والمنافسة ، والتغيرات في أذواق المستهلكين .

ويمكن تقدير مرونة الطلب لهذه السلعة . فتكون مرونة الطلب للسلعة (Y) عند متوسط السعر ومتوسط الكميات المطلوبه مساويا :

$$\frac{dy}{dx} \cdot \frac{\bar{x}}{\bar{y}} = (-6.49) \left(\frac{4.87}{46.81} \right) = -6.8$$

من هذا يمكن القول بان الطلب على السلعة (Y) هو طلب غير مرن نسبيا .

قد يلاحظ الباحث في كثير من الاحيان - عند دراسته للعلاقات بين المتغيرات الاقتصادية - ان التغيرات التي قد تحدث في المتغير التابع - كنتيجة للتغيرات في المتغير المستقل - قد لا تظهر في نفس الوقت الذي تحدث فيه التغيرات في المتغير المستقل بل تتأخر بعض الوقت . ولتوضيح ذلك سنأخذ مثالا من نظرية الدخل ، فقد يمكن الفرض بان الاستهلاك في الشهر الحالي يعتمد على دخل الشهر الماضي . اى بمعنى انه اذا زاد الدخل في شهر ما فاننا نتوقع الزيادة في الاستهلاك في الشهر التالى . ويمكن تمثيل ذلك بالعلاقة الدالية الآتية:

$$c_t = f(y_{t-1})$$

حيث ان c تمثل اجمالى الاستهلاك القومى ،
 y تمثل اجمالى الدخل القومى ،
 t تمثل الفترة الزمنية .

والعلاقة بين الاستهلاك والدخل هى علاقة طردية موجبه اى كلما زاد الدخل كلما زاد الاستهلاك والعكس صحيح اى ان

$$\frac{dc_t}{dy_{t-1}} > 0$$

وهذه تعنى ان النسبه بين التغير في الاستهلاك والتغير في الدخل تكون اكبر من الصفر اى انها علاقه موجبة .

والفترة الزمنية هنا قد تكون شهر او سنه او حسب البيانات المتوفره لدينا والجدول الآتى يبين مثالا فرضيا لازواج من المشاهدات لقيمة الاستهلاك (c_t) في الشهر t ، اجمالى

Month t	c_t	y_{t-1}
Jan.	70	100
Feb.	85	120
Mar.	93	160
Apr.	110	180
May.	98	135

الدخل (y_{t-1}) في الشهر ($t-1$)

فاذا قمنا برسم شكل انتشار لهذه الازواج من المشاهدات فاننا نلاحظ انه يمكن تمثيل العلاقة بينهم بمعادلة خطيه بالصورة الآتية:

$$c_t = \alpha + \beta y_{t-1}$$

وانه يمكننا تقدير معالم المجتمع α ; β بطريقة المربعات الصغرى لتقدير معادلة انحدار (c_t) على $(y_t - 1)$:

$$\hat{c}_t = a + by_{t-1} + u$$

حيث ان u تمثل الفرق بين القيمة المشاهدة لـ (c_t) والقيمة المقدرة لها $(\hat{c}_t)$ ويتبع في هذه الطريقة كل الخطوات التي اتبعت في مثالنا السابق لتقدير معادل الطلب .
تمرين : اوجد معادله الانحدار للاستهلاك على الدخل من البيانات السابقة .

تفضيل السيولة : Liquidity Preference

يعتبر الطلب على النقود للاحتفاظ بها في صورة نقدية - تبعا لنظرية تفضيل السيولة - لمعدل الفائدة - داله متناقصه لسعر الفائدة - اي ان

$$m = l(i)$$

حيث ان m تمثل كمية النقود المطلوبه للاحتفاظ بها في صورة نقدية ،

l تمثل داله ،

i معدل الفائدة .

$$\frac{dm}{di} < 0$$

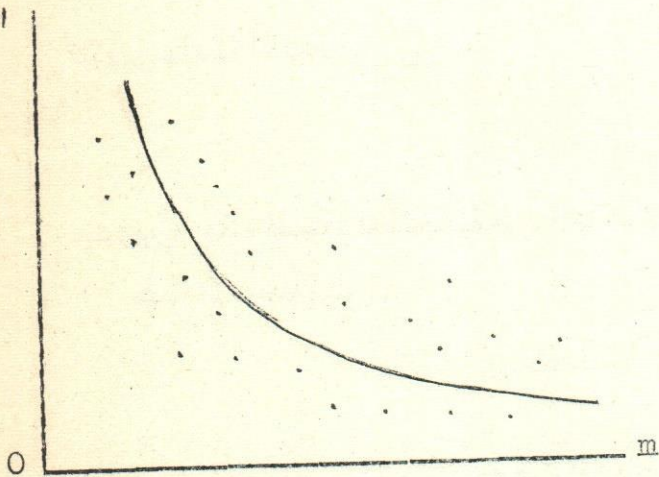
بحيث ان

اي أن النسبه بين التغير في الكميات المطلوبه الى التغير في معدل الفائدة تكون اقل من الصفر اي انها علاقه سالبه عكسيه .

مثال : لنفرض ان بيانات العينه (١٦ سنه) ممثله في العمودين الاول والثاني من الجدول رقم (٢) حيث ان (m) تمثل كميته النقود المتوفره (i) تمثل متوسط معدل الفائدة السنوى ، والعمود الثالث (z) يمثل القيمة ($\frac{1}{i}$) .

جدول رقم (٢)

Year	1	2	3
	m	i	z
1	130	.07	14.29
2	125	.05	20.00
3	115	.03	33.33
4	170	.02	50.00
5	185	.01	100.00
6	145	.03	33.33
7	130	.02	50.00
8	110	.05	20.00
9	135	.06	16.67
10	105	.07	14.29
11	120	.06	16.67
12	133	.04	25.00
13	100	.06	16.67
14	110	.04	25.00
15	140	.02	50.00
16	230	.01	100.00



شكل رقم (١) العلاقة بين الكميات المطلوبة من النقود ومعدل الفائدة

والشكل رقم (١) يمثل شكل الانتشار لزوج المشاهدات (m) ممثله على المحور الافقى ، (i) ممثله على المحور الرأسى .
يلاحظ ان العلاقة هنا لا يمكن تمثيلها بخط مستقيم . ويمكن تمثيل هذه العلاقة بالمعادله الغير خطيه الآتية :

$$m = K + \frac{\beta}{i}$$

حيث ان β ، K هما معالم المجتمع المراد تقديرهم ولتسهيل تحليلنا لهذه العلاقة فاننا يمكننا التعويض بالمتغير (z) والذي يساوى $(\frac{1}{i})$ في المعادله السابقه ، وتقدير معادله الانحدار الخطيه الآتية :

$$\hat{m} = \hat{a} + \hat{b} z + u$$

حيث ان $\hat{a}$; $\hat{b}$ تقدير لمعالم المجتمع α , β على الترتيب ،
 z تمثل $\frac{1}{i}$ ،

u عبارة عن الفرق بين القيمة المشاهدة m وقيمتها المتوقعة $\hat{m}$.

وحيث ان هذه المعادله معادله خطيه لذا فان $\hat{a}$; $\hat{b}$ سيكونان تقديران غير متحيزان للمعالم α , β وذلك باستخدام طريقه المربعات الصغرى .
 والكميات المطلوبه لايجاد قيم $\hat{a}$, $\hat{b}$ هي :

$$\begin{aligned} n &= 16 \\ \sum z &= 585.25 \\ \sum m &= 2183 \\ \sum z^2 &= 33013.85 \\ \sum zm &= 92216.80 \\ \sum m^2 &= 314839 \end{aligned}$$

وبالتعويض لايجاد قيم $\hat{a}$, $\hat{b}$ نجد ان

$$\hat{a} = 97.46 , \quad \hat{b} = 1.07$$

فتكون معادله الانحدار هي

$$\hat{m} = 97.46 + 1.07 z$$

وتحويل هذه المعادله الخطيه الى المعادله الغير خطيه وذلك بالتعويض بدلا من (z) بالقيمة $(\frac{1}{i})$ نحصل على

$$\hat{m} = 97.46 + \frac{1.07}{i}$$

وتكون هذه المعادله الغير خطيه هي تقديرنا لمعادله تفضيل السيوله الحقيقية .

والامثله السابقه اوضحت لنا انه يمكن استخدام طريقه المربعات الصغرى لتقدير معالم

المعادلات التركيبية والتي قد تكون جزءا من نموذج اقتصادى شامل .

Table of t

d.f.	Probability of Exceeding Stated Value			
	.05	.02	.01	.001
1	12.706	31.821	63.657	636.619
2	4.303	6.965	9.925	31.593
3	3.182	4.541	5.841	12.941
4	2.776	3.747	4.604	8.610
5	2.571	3.365	4.032	6.859
6	2.447	3.143	3.707	5.959
7	2.365	2.998	3.499	5.405
8	2.306	2.896	3.355	5.041
9	2.262	2.821	3.250	4.781
10	2.228	2.764	3.169	4.587
11	2.201	2.718	3.106	4.437
12	2.179	2.681	3.055	4.318
13	2.160	2.650	3.012	4.221
14	2.145	2.624	2.977	4.140
15	2.131	2.602	2.947	4.073
16	2.120	2.583	2.921	4.015
17	2.110	2.567	2.898	3.965
18	2.101	2.552	2.878	3.922
19	2.093	2.539	2.861	3.883
20	2.086	2.528	2.845	3.850
21	2.080	2.518	2.831	3.819
22	2.074	2.508	2.819	3.792
23	2.069	2.500	2.807	3.767
24	2.064	2.492	2.797	3.745
25	2.060	2.485	2.787	3.725
26	2.056	2.479	2.779	3.707
27	2.052	2.473	2.771	3.690
28	2.048	2.467	2.763	3.674
29	2.045	2.462	2.756	3.659
30	2.042	2.457	2.750	3.646
00	1.960	2.326	2.576	3.291

الانحدار المتعدد

Multiple Regression

تعتبر طريقة الانحدار المتعدد امتداد لطريقة الانحدار البسيط لتشمل متغيرين مستقلين أو أكثر . ففي كثير من الأحيان يمكن تفسير التباين في المتغير التابع عن طريق متغيرين مستقلين أو أكثر . فمثلا يمكن تمثيل الكميات المطلوبة من سلعة ما كدالة لسعرها ، دخل المستهلكين ، أسعاراً أخرى . فإذا فرض أننا نريد توفيق معادلة انحدار للمتغير التابع (Y) على المتغيرين المستقلين Z & X فتكون المعادلة المطلوبة تقدير معالمها هي :

$$Y = \alpha + \beta X + \gamma Z \quad (1)$$

حيث أن α ، β ، γ هي معالم المجتمع المطلوب تقديرها . هذا مع العلم بأن التوزيع التكرارى للمتغير (Y) في المجتمع يتصف بالآتي :

١ - متوسط المتغير (Y) يكون دالة خطية للمتغيرين Z & X .

٢ - تباينه σ^2 غير معلوم ولكنه ثابت لكل القيم الممكنة لـ Z & X .

٣ - يتبع التوزيع الطبيعي .

ولتقدير معالم المعادلة (١) يلزم لنا عدد من المشاهدات وليكن عددها يساوى (n) على كل من المتغيرات الثلاث . بفرض أن المشاهدات للمتغيرين المستقلين عبارة عن أرقام معلومة ومقاسة بدون خطأ ، كما أن البيانات للمتغير المستقل تكون مستقلة عن بعضها وانها مسحوبة من المجتمع بطريقة عشوائية . وتكون معادلة الانحدار المقدرة من العينة أى البيانات المشاهدة هي :

$$\hat{y} = a + b\alpha + cz$$

حيث أن $\hat{y}$ هي القيمة المقدرة لـ (Y)

a تقدير لـ α ويعرف بثابت المعادلة ،

b تقدير لـ β أى معامل انحدار y على x (

c تقدير لـ γ أى معامل انحدار y على z .

وتكون

$$y = a + bX + cZ + dy \cdot X \cdot Z$$

حيث أن $dy \cdot X \cdot Z$ تمثل الفرق بين القيمة الحقيقية لـ y وقيمها المقدرة $\hat{y}$ أى تساوى $(y - \hat{y})$.

والمطلوب تقدير المعامل a, b, c بحيث أن تكون الكمية $\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$

أصغر ما يمكن أى أن الكمية $\sum_{i=1}^n (y_i - a - bX_i - cZ_i)^2$ تكون أصغر ما يمكن.

والشرط الأساسى لجعل هذه الكمية أصغر ما يمكن هو مساواة تفاضلها بالنسبة لـ a, b, c بالصفر أى أن

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\partial a} = 0, \quad \frac{\partial \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\partial b} = 0, \quad \frac{\partial \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\partial c} = 0$$

ومن ذلك نحصل على المعادلات الطبيعية Normal Equations الآتية :

$$\bar{y} = a + b\bar{X} + c\bar{Z} \quad (2)$$

$$\sum_{i=1}^n X_i y_i = a \sum_{i=1}^n X_i + b \sum_{i=1}^n X_i^2 + c \sum_{i=1}^n X_i Z_i \quad (3)$$

$$\sum_{i=1}^n y_i Z_i = a \sum_{i=1}^n Z_i + b \sum_{i=1}^n X_i Z_i + c \sum_{i=1}^n Z_i^2 \quad (4)$$

وبذلك يكون لدينا ثلاثة معادلات في ثلاثة مجاهيل ، ويمكن وضع المعادلة رقم (٢) في الصورة الآتية :

$$a = \bar{y} - b\bar{x} - c\bar{z} \quad (5)$$

ونقسم المعادلة رقم (3) بعدد المشاهدات (n) نحصل على

$$\frac{\sum x_i y_i}{n} = a \bar{x} + b \frac{\sum x^2}{n} + c \frac{\sum x z}{n} \quad (6)$$

وبالتعويض في المعادلة رقم (6) بقيمة a في المعادلة رقم (5) نحصل على

$$\frac{\sum x_i y_i}{n} = \bar{y}\bar{x} - b \bar{x}^2 - c \bar{x}\bar{z} + b \frac{\sum x^2}{n} + c \frac{\sum x z}{n}$$

$$\left(\frac{\sum x y}{n} - \bar{y}\bar{x} \right) = b \left(\frac{\sum x^2}{n} - \bar{x}^2 \right) + c \left(\frac{\sum x z}{n} - \bar{x}\bar{z} \right) \quad (7)$$

والمعادلة رقم (7) يمكن وضعها بالصورة الآتية

$$\text{cov. } xy = b \sigma_x^2 + c \text{ cov. } xz \quad (8)$$

وبالمثل بقسمة المعادلة رقم (4) على (n) والتعويض فيها بقيمة (a) نحصل على

$$\text{cov. } zy = b \text{ cov. } xz + c \sigma_z^2 \quad (9)$$

ومن المعادلتين (8) ، (9) يمكن إيجاد قيم b ، c بطريقة المحددات .

$$b = \frac{\begin{vmatrix} \text{cov. } Xy & \text{cov. } Xz \\ \text{cov. } zy & \rho_z^2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} \rho_x^2 & \text{cov. } Xz \\ \text{cov. } Xz & \rho_z^2 \end{vmatrix}} = \frac{\text{cov. } Xy \cdot \rho_z^2 - \text{cov. } Xz \text{cov. } zy}{\rho_x^2 \rho_z^2 - (\text{cov. } Xz)^2}$$

$$\begin{vmatrix} \rho_x^2 & \text{cov. } Xy \\ \text{cov. } Xz & \text{cov. } zy \end{vmatrix} = \frac{\text{cov. } zy \cdot \rho_x^2 - \text{cov. } Xy \cdot \text{cov. } Xz}{\rho_x^2 \rho_z^2 - (\text{cov. } Xz)^2}$$

حيث أن $\text{cov. } Xz$ يمثل معامل التغير بين المتغيرين z و x ومن المعادلة رقم (5) أمكن إيجاد تقدير (a) كالآتي :

$$a = \bar{y} - b\bar{x} - c\bar{z}$$

وبذلك نكون قد قدرنا معالم معادلة الانحدار .
ويحسب الانحراف المعياري للمتغيرات الثلاث كالآتي :

$$\sigma_y = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (y_i - \bar{y})^2} = \sqrt{\frac{1}{n} (\sum y_i^2 - n\bar{y}^2)} = \sqrt{\frac{1}{n} (\sum y_i^2 - \frac{(\sum y_i)^2}{n})}$$

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (x_i - \bar{x})^2} = \sqrt{\frac{1}{n} (\sum x_i^2 - n\bar{x}^2)} = \sqrt{\frac{1}{n} (\sum x_i^2 - \frac{(\sum x_i)^2}{n})}$$

$$\sigma_z = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (z_i - \bar{z})^2} = \sqrt{\frac{1}{n} (\sum z_i^2 - n\bar{z}^2)} = \sqrt{\frac{1}{n} (\sum z_i^2 - \frac{(\sum z_i)^2}{n})}$$

ويحسب

$$\text{cov. } y = \frac{1}{n} \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \frac{1}{n} (\sum x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}) = \frac{1}{n} (\sum x_i y_i - \frac{\sum (x) \cdot \sum (y)}{n})$$

وبالمثل يكون

$$\text{cov. } zy = \frac{1}{n} \sum (z_i - \bar{z})(y_i - \bar{y}) = \frac{1}{n} (\sum z_i y_i - n \bar{z} \bar{y}) = \frac{1}{n} \left(\frac{\sum z_i y_i - \sum (z) \sum (y)}{n} \right)$$

وبالمثل يكون

$$\text{cov. } xz = \frac{1}{n} \sum (x_i - \bar{x})(z_i - \bar{z}) = \frac{1}{n} (\sum x_i z_i - n \bar{x} \bar{z}) = \frac{1}{n} \left(\sum x_i z_i - \frac{\sum (x) \sum (z)}{n} \right)$$

Simple Correlation

معامل الارتباط البسيط

يقيس معامل الارتباط البسيط بين المتغيرين X و Y درجة التباين في المتغير التابع (Y) والتي يمكن ارجاعها أو شرحها عن طريق التباين في المتغير المستقل (X) وذلك بالنسبة للتباين الكلى في المتغير التابع .
ويحسب كالاتى :

$$r_{xy} = \frac{\text{cov}_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{\sum x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}}{\sqrt{(\sum x_i^2 - n \bar{x}^2)(\sum y_i^2 - n \bar{y}^2)}}$$

ويكون معامل الارتباط البسيط بين المتغيرين Y و Z مساويا

$$r_{zy} = \frac{\text{cov}_{zy}}{\sigma_z \sigma_y} = \frac{\sum z_i y_i - n \bar{z} \bar{y}}{\sqrt{(\sum z_i^2 - n \bar{z}^2)(\sum y_i^2 - n \bar{y}^2)}}$$

($R_{y \cdot xz}$) Multiple Correlation

معامل الارتباط المتعدد

ويقيس معامل الارتباط المتعدد ($R_{y \cdot xz}$) درجة التباين في المتغير التابع (Y) التى يمكن شرحها أو ارجاعها الى التباين في المتغيرين المستقلين (X) و (Z) وذلك بالنسبة للتباين الكلى في المتغير المستقل .
ويحسب مربع معامل الارتباط المتعدد كالاتى :

$$R_{y \cdot xz}^2 = \frac{\sigma_x}{\sigma_y} b r_{xy} + \frac{\sigma_z}{\sigma_y} c r_{zy} = b \frac{\text{cov}_{xy}}{\sigma_y^2} + c \frac{\text{cov}_{zy}}{\sigma_y^2}$$

$$= 1 - \frac{\sigma_{y \cdot xz}^2}{\sigma_y^2}$$

حيث أن $\sigma_{y \cdot x_z}^2$ هو تباين المتغير (y) حول خط الانحدار . أى متوسط مجموع مربع الفروق بين القيم المشاهدة (y) والقيم المقدرة ($\hat{y}$) وبحسب كالاتى :

$$\sigma_{y \cdot x_z}^2 = \frac{1}{n} \sum (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sigma_y^2 (1 - R_{y \cdot x_z}^2)$$

ويكون معامل الارتباط المتعدد مساويا

$$R_{y \cdot x_z} = \sqrt{R_{y \cdot x_z}^2}$$

معامل التحديد المتعدد (Multiple Coefficient of Determination) $(R_{y \cdot x_z}^2)$

وهو عبارة عن مربع معامل الارتباط المتعدد ، ويقس النسبة المئوية للتباين فى المتغير التابع (y) والتي يمكن ارجاعها للتباين فى كل المتغيرات المستقلة فى معادلة الانحدار مأخوذة معا .

وفى هذه الحالة يقيس معامل التحديد النسبة المئوية للتباين فى y التى يمكن شرحها بالمتغيرين (X) ، (z) معا . وتكون الكمية $(1 - R_{y \cdot x_z}^2)$ عبارة عن كمية التباين فى y التى لا يمكن شرحها بالمتغيرين (X) ، (z) .

الخطأ المعياري لمعاملات الانحدار :

يقاس الخطأ المعياري (σ_b) لمعامل الانحدار (b) كالاتى :

$$\sigma_b = \frac{\sigma_{y \cdot x_z}}{\sigma_x \sqrt{(n-3)(1-r_{xz}^2)}}$$

وبالمثل يقاس الخطأ المعياري (σ_c) كالآتي :

$$\sigma_c = \frac{\sigma_{y \cdot xz}}{\sigma_z \sqrt{(n-3)(1-r_{xz}^2)}}$$

طريقة أخرى لحساب معاملي الانحدار (b) و (c)

يمكن حساب قيمة كل من (b) و (c) بطريقة أخرى وذلك باستخدام معاملي الارتباط .
فيما سبق أمكن إيجاد قيمة (b) كالآتي :

$$b = \frac{\text{cov. } xy \sigma_z^2 - \text{cov. } xz \text{ cov. } zy}{\sigma_x^2 \sigma_z^2 - (\text{cov. } xz)^2} \quad (I)$$

وبما أن معاملي الارتباط البسيط بين المتغيرين x و y يساوي

$$r_{xy} = \frac{\text{cov. } xy}{\sigma_x \sigma_y}$$

$$\text{cov. } xy = r_{xy} \cdot \sigma_x \cdot \sigma_y$$

فيكون

وبالتعويض في (I) بقيم معاملات التباير بالنسبة لمعاملات الارتباط البسيط والانحرافات المعيارية للمتغيرات (y) ، (x) ، (z) نحصل على

$$b = \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \left(\frac{r_{xy} - r_{xz}r_{yz}}{1 - r_{xz}^2} \right)$$

وبالمثل فان (C) تساوى

$$C = \frac{\text{COV. } ZY \cdot \sigma_X^2 - \text{COV. } XY \cdot \text{COV. } XZ}{\sigma_{XZ}^2 - (\text{COV. } XZ)^2}$$

وتكون قيمة (C) بالنسبة لمعاملات الارتباط البسيط والانحرافات المعيارية للمتغيرات

(Y) (X) (Z) تساوى :

$$C = \frac{\sigma_Y}{\sigma_Z} \left(\frac{r_{ZY} - r_{XZ} r_{XY}}{1 - r_{XZ}^2} \right)$$

مثال : الجدول رقم (٣) يبين سلسلة زمنية للكميات المطلوبة من الذرة وسعرها . والمطلوب :

Table No. (3) (1)

Year	Consumption per capita (bushels)	Real Price (cents per bushel)
1915	29.9	53.2
1916	25.3	59.7
1922	26.3	42.2
1923	27.2	48.1
1924	20.3	62.5
1925	25.2	43.2
1926	22.9	43.7
1927	23.2	48.5
1928	23.4	50.5
1929	21.4	53.9

١ - توفير دالة طلب خطية - مستخدما

الكميات المستهلكة كمتغير تابع -

وذلك باستخدام طريقة المربعات

الصغرى .

٢ - احسب الخطأ المعياري لكل معامل

انحدار . كذلك احسب معامل

الارتباط المتعدد ومعامل التحديد

المتعدد .

الحل : دع y_i تمثل الاستهلاك الفردى

بالوحدة (bushel)

x_i السعر الحقيقى

z السنة بفرض ان ١٩٢٢ = صفر .

فتكون دالة الطلب للمجتمع هي :

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma z_i$$

(1) The above data relating to the demand for corn were compiled by Henry Schultz (The Theory and Measurement of Demand), Appendix A, Table 4, Chicago, University of Chicago Press, 1939.

ولتقدير (α) ، (β) ، (γ) ستستخدم البيانات في الجدول رقم (٣) لتوفيق دالة الطلب الخطية المقدرة

$$\hat{y}_i = a + b x_i + c z_i$$

حيث أن $\hat{y}_i$ تقدير للمتغير التابع y
 a قيمة ثابتة وتقدير ل (α)

b معامل انحدار y على x وتقدير ل (β)

c معامل انحدار y على z وتقدير ل (γ) .

والجدول رقم (٤) يبين القيم المراد حسابها حتى نتمكن من حل المسألة

Table No. (4)

y	x	z	xy	xz	zy
29.9	53.2	-7	-372.4	1590.68	-209.3
25.3	59.7	-6	-358.2	1510.41	-151.8
26.3	42.2	0	0	1190.86	0
27.2	48.1	1	48.1	1308.32	27.2
20.3	62.5	2	125.0	1268.75	40.6
25.2	43.2	3	129.6	1088.64	75.6
22.9	43.7	4	174.8	1000.73	91.6
23.2	48.5	5	242.5	1125.20	116.0
23.4	50.5	6	303.0	1181.70	140.4
21.4	53.9	7	377.3	1153.46	149.8
245.10	505.50	15.00	669.70	12337.75	280.10
24.51	50.55	1.50	-	-	-
6080.93	25978.67	225	-	-	-

المجموع
 المتوسط
 مجموع
 المربعات

ويكون الانحراف المعياري لكل من (y) ، (x) ، (z) مساويا

$$\sigma_y = \sqrt{\frac{1}{n} (\sum y_i^2 - n\bar{y}^2)} = \sqrt{\frac{1}{10} (6080.93 - 6007.401)} = \sqrt{7.3529} = 2.712$$

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{1}{n} (\sum x_i^2 - \frac{(\sum x_i)^2}{n})} = \sqrt{\frac{1}{10} (25978.67 - \frac{(505.50)^2}{10})} = \sqrt{42.5645} = 6.5241$$

$$\sigma_z = \sqrt{\frac{1}{n} (\sum z_i^2 - n\bar{z}^2)} = \sqrt{\frac{1}{10} (225 - 10 \times (1.50)^2)} = \sqrt{20.25} = 4.5$$

$$r_{xy} = \frac{\text{cov. } xy}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{\sum xy - n\bar{x}\bar{y}}{\sqrt{(\sum x^2 - n\bar{x}^2)(\sum y^2 - n\bar{y}^2)}} = \frac{12337.75 - 10 \times 50.55 \times 24.51}{\sqrt{425.645 \times 73.529}} = -.2942$$

$$r_{yz} = \frac{\text{cov. } yz}{\sigma_y \sigma_z} = \frac{\sum yz - n\bar{y}\bar{z}}{\sqrt{(\sum y^2 - n\bar{y}^2)(\sum z^2 - n\bar{z}^2)}} = \frac{280.1 - 10 \times 1.50 \times 24.51}{\sqrt{202.5 \times 73.529}} = -.7175$$

$$r_{xz} = \frac{\text{cov. } xz}{s_x s_y} = \frac{669.70 - 10 \times 50.55 \times 1.50}{\sqrt{(425.526)(202.5)}} = -.3016$$

$$b = \frac{s_y}{s_x} \left[\frac{r_{xy} - r_{xz} r_{yz}}{1 - r_{xz}^2} \right] = \frac{2.712}{6.5241} \left[\frac{-.2942 - (-.3016)(-.7175)}{1 - (-.3016)^2} \right]$$

$$= .4157 \left[\frac{-.5106}{.9091} \right] = -.2335$$

$$c = \frac{s_y}{s_z} \left[\frac{r_{yz} - r_{xz} r_{xy}}{1 - r_{xz}^2} \right] = \frac{2.712}{4.5} \left[\frac{-.7175 - (-.3016)(-.2942)}{1 - (-.3016)^2} \right]$$

$$= .6027 \left[\frac{-.8062}{.9091} \right] = -.5345$$

$$a = \bar{y} - b \bar{x} - c \bar{z}$$

$$= 24.51 - (-.2335)(50.55) - (.5345) 1.50$$

$$= 37.1152$$

$$\hat{y}_i = 37.1152 - .2335 x_i - .5345 z_i$$

ويكون معامل التحديد المتعدد - Multiple Coefficient of Determination ($R^2_{y \cdot xz}$) مساويا

$$R^2_{y \cdot xz} = \frac{A_x}{A_y} b r_{xy} + \frac{A_z}{A_y} c r_{zy}$$

$$= \frac{6.5241}{2.712} (-.2335) (-.2942) + \frac{4.5}{2.712} (-.5345) (-.7175)$$

$$= .1653 + .6363 = .8016$$

وهذا يعنى أن حوالى ٨٠% من التباين فى المتغير التابع (y) يمكن ارجاعه الى التباين فى المتغيرين x و z .

ويكون $S^2_{y \cdot xz}$ أى تباين المتغير التابع (y) حول خط الانحدار مساويا

$$S^2_{y \cdot xz} = S^2_y (1 - R^2_{y \cdot xz})$$

أى أنه يساوى تباين (S^2_y) المتغير التابع (y) حول الوسط الحسابى ($\bar{y}$) مضروبا فى واحد مطروحا منه معامل التحديد المتعدد . وتكون قيمته مساوية .

$$S^2_{y \cdot xz} = 7.3529 (1 - .8016) = 7.3529 \times .1984 = 1.4588$$

ويكون الانحراف المعياري حول خط الانحدار مساويا

$$S_{y \cdot xz} = 1.202$$

ويكون الخطأ المعياري لمعامل الانحدار (b) مساويا

$$A_b = \frac{S_{y \cdot xz}}{A_x \sqrt{(n-3)(1-r^2_{xz})}} = \frac{1.202}{6.5241 \sqrt{(7)(1-(-.3016)^2)}}$$

$$= \frac{1.202}{6.524 \sqrt{6.363}} = 0.0730$$

$$r_c = \frac{S_{y.xz}}{r_z \sqrt{(n-3)(1-r^2_{xz})}} = \frac{1.202}{4.5 \sqrt{7(.9090)}}$$

$$= \frac{1.202}{4.5(2.523)}$$

$$= 0.1059$$

اختبار معنوية معامل الانحدار (b) و (c) :

لقد قدرنا فيما سبق قيمة معامل الانحدار (b) بالقيمة - ٠.٢٣٣٥ ، وهذا عبارة عن تقدير لقيمة β للمجتمع ، والمراد اختبار ما اذا كانت ($\beta = 0$) أم أنها لا تساوى الصفر . ولذا نجرى اختبار (t) بنفس الطريقة التى أجريت فى الانحدار البسيط .

$$t_b = \frac{b - \beta}{s_b} = \frac{-0.2335}{0.0730} = -3.1986$$

وبالنظر الى جدول (t) فاننا نلاحظ أن قيمة (t) بدرجة معنوية مساوية (0.05) والمقابلة لسبعة درجات حرية تكون مساوية ($t_{(0.05, 7)} = 2.365$) وحيث أن القيمة المطلقة لـ (t_b) المقدرة أكبر من قيمة ($t_{(0.05, 7)}$) من الجدول فاننا نرفض الفرض القائل بأن $\beta = 0$ أى أن معامل الانحدار (β) يختلف معنوياً عن الصفر .

وبالمثل يمكن اختبار معنوية معامل الانحدار (c) ويكون الفرض المراد اختباره فى هذه الحالة هو ($\gamma = 0$) مقابل أن ($\gamma \neq 0$) ، فتكون

$$t_c = \frac{c - \gamma_0}{s_c} = \frac{-0.5345}{0.1059} = -5.0472$$

وحيث أن القيمة المطلقة لتقدير (t_c) أكبر من قيمة $t_{(0.05, 7)}$ من الجدول لذا فإننا نرفض الفرض القائل بأن $\gamma = 0$ وهذا يعني أن معامل الانحدار γ يختلف معنوياً عن الصفر .

مشاكل تحليل السلاسل الزمنية

يصادف الباحثون عند استخدامهم السلاسل الزمنية فإبحاثهم المختلفة - اقتصادية كانت او غير اقتصادية - بعض المشاكل التي قد تحد من درجة كفاءة النتائج والتقديرات المتحصل عليها . وفيما يلي سنستعرض بعض هذه المشاكل .

١ - من المبادئ ان المعرفة الفنية Technology في مختلف الميادين تتغير بسرعة فائقة من وقت لآخر . وهذا التغير السريع له اثر كبير على العلاقات التركيبية بين المتغيرات الاقتصادية المختلفة . والامثلة على ذلك كثيرة منها التغير التركيبي الذي يطرأ على دوال الانتاج ودوال العرض كنتيجة للتقدم المطرد في المعرفة الفنية . والتغير في المعرفة الفنية - في هذه الحالة - ينتج عن استخدام عناصر انتاج جديدة ، اختراعات جديدة ، وسائل انتاج جديدة ، ومنتجات جديدة وما الى ذلك . وبما انهم لا توجد مشاهدات سابقة لكل من هذه المتغيرات الجديدة فإنه يستحيل ضم هذه المتغيرات الجديدة الى نماذج الانحدار . لذا يلجأ بعض الاقتصاديون الى فرض ثبات المعرفة الفنية في ابحاثهم ، ويكون هذا الفرض مقاربا للحقيقة فقط في المدى القصير نسبيا . ولكن في الواقع فان السلاسل الزمنية تصف دائما العلاقات بين المتغيرات لفترات طويلة والتي لن تتحقق فيها صحة الفرض السابق .

٢ - التنبأ بالمستقبل : يعتبر التنبأ بالمستقبل احد اهداف الباحثين المستخدمين للسلاسل الزمنية . فمثلا في دراسات دوال العرض والطلب يحاول الباحثون تقدير العلاقات السائدة بين المتغيرات الاقتصادية المختلفة والتي قد تساعدهم للتنبأ بما قد تكون عليه هذه العلاقات في المستقبل . وقد يكون من الخطأ استخدام نماذج الانحدار للسلاسل الزمنية للتنبأ بعلاقات المستقبل وذلك راجع الى ان التغيرات المستقبلية التي قد تطرأ على المتغيرات لا يمكن ضمها الى هذه النماذج . ولكن على العموم فإنه يمكن استخدام النتائج المتحصل عليها للتنبأ في المدى القصير او للتنبأ عن العلاقات السائدة خلال الفترة التي تغطيها السلسلة الزمنية .

٣ - التوقع واللايقين : نلاحظ ايضا ان كثيرا من الاقتصاديين عند تحليلهم لدوال العرض والطلب يستخدمون الاسعار السائدة اى المشاهدة فى السوق ، الاسعار التى يدفعها المنتج او المستهلك ، او اسعار اسواق الجملة او التجزئة كمتغيرات مستقلة فى نماذجهم ، وفى الحقيقة فان المنتج او المستهلك عندما يضع قراراته الخاصة بالانتاج او الاستهلاك فانه لا يأخذ فى اعتباره التغيرات فى هذه الاسعار ولكنه يأخذ فى اعتباره ما يتوقع ان يحصل عليه او يدفعه من اسعار . وهذه التوقعات دائما تحسب مع وجود عامل اللايقين بالمستقبل . وبما ان السلاسل الزمنية تصنف دائما العلاقات بين المتغيرات فى الماضى او الحاضر فانه يكون من الصعب معالجة مشكلة التوقعات واللايقين . لذا فان النتائج المتحصل عليها باستخدام الاسعار المدفوعة او المتحصل عليها ستكون متحيزين بعض الشيء .

٤ - قصور البيانات : يعتمد تحليل الانحدار اعتمادا كبيرا على البيانات المسجلة والمشاهدة فى الماضى وفى صورة سلاسل زمنية . وفى اغلب الاحيان يواجه الاقتصاديون قصور ونقص فى البيانات اللازمة لباحثهم . وفى العادة فان البيانات المتوفرة لهم يكون مصدرها التعدادات او العينات التى تكون مصممة لغراض واستخدامات خاصة ، مثل الحكومات ورجال الاعمال وما الى ذلك . وقد تكون البيانات الخاصة بهؤلاء الغراض غير كافية للاستخدامات الاقتصادية . لذا فاننا نلاحظ ان كثيرا من الباحثين قد لا يجدوا بعض البيانات والتى قد تكون ذات اهمية خاصة فى ابحاثهم .

٥ - عدد المتغيرات المستقلة : يتحدد عدد المتغيرات المستقلة المستخدمة فى نماذج الانحدار المتعدد بعدد المشاهدات المتوفرة . وكلما زاد عدد المتغيرات المستقلة المستخدمة كلما زادت دقة النتائج المتحصل عليها ، كذلك فان التركيب المعقد للعلاقات الاقتصادية فى مختلف الميادين - انتاجية كانت ام استهلاكية ، زراعية كانت ام صناعية ، محلية كانت ام دولية - يدعو الى دراسة وتحليل كثير من العلاقات المختلفة بين المتغيرات المختلفة . لذا فانه يتحتم استخدام كثير من

المتغيرات المستقلة في نماذج الانحدار حتى يمكن الحصول على النتائج المرغوب فيها .
وفي كثير من الاحيان يصعب تحقيق هذا نظرا لان السلاسل الزمنية المتوفرة تغطي فقط بعض من هذه المتغيرات المستقلة .

: Multicollinearity Among Variables

٦ - الارتباط بين المتغيرات

وهذا يعنى انه توجد علاقة وثيقة بين المتغيرات المستقلة . ففي بعض الاحيان يكون هناك ارتباط شديد بين متغيرين او اكثر من المتغيرات المستقلة لذا فـ النتائج المتحصل عليها في هذه الحالة لن تمثل العلاقات الحقيقية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة وهذا ينتج عنه استنتاجات خاطئة . بالاضافة الى انه يكون من الاستحالة بمكان قياس تأثير كل من المتغيرات المستقلة على حدة على المتغير التابع . وفي حالة ما اذا كان الارتباط الموجود بين متغيرين مستقلين هو ارتباط تام وموجب فيكتفى في هذه الحالة باستخدام اى منهما لشرح التباين الموجود في المتغير التابع .

: ٧ - الارتباط المتسلسل او المتتابع Autocorrelation and Serial Correlation

يواجه الباحثون عند استخدامهم طريقة الانحدار للسلاسل الزمنية المتقاعسة Lagged Time Series Regression بعض المشاكل التي تنشأ عن وجود ارتباط بين السلسلة الزمنية المتقاعسة ونفسها ويطلق عليه في هذه الحالة Autocorrelation او بين سلسلة زمنية متقاعسة وسلسلة زمنية اخرى ويحرف في هذه الحالة Serial Correlation . وقد يظهر الارتباط المتتابع هذا كنتيجة لوجود اتجاه عام او للتحركات الطويلة المدى في السلاسل الزمنية . وتتصف التقديرات والنتائج المتحصل عليها في وجود الارتباط المتتابع بنقص في دقتها .

: ٨ - مشكلة التمييز Identification Problem

يستخدم الاقتصاديون في العادة عند تقديرهم لدوال العرض والطلب لسلعة او خدمة ما البيانات المسجلة والمتوفرة عن الاسعار والكميات المرادفة لها فـ

لحظة معينة من الوقت او لسلسلة من الفترات المتتابعة ، ويمكن باستخدام نفس البيانات تقدير اما دالة الطلب او دالة العرض . اى ان المشكلة تنحصر فى انه عند رسم هذه البيانات فى شكل انتشار فانه سيكون من الصعب على الباحث ان يقرر ما اذا كانت هذه النقط تقع على منحنى العرض ام انها تقع على منحنى الطلب . وفى حالات معينة فانه يكون من السهل تحديد ما اذا كانت البيانات تمثل منحنى الطلب ام انها تمثل منحنى العرض . فاذا كانت الظروف السائدة فى السوق تشير الى ان منحنى الطلب لم يطرأ عليه تغيير فى حين ان منحنى العرض قد انتقل من مكانه على مر الزمن نتيجة لتغير اى من العوامل التى تؤثر على منحنى العرض فتكون النقط فى شكل الانتشار تمثل منحنى الطلب . اما اذا بقى منحنى العرض بدون تغيير وان الظروف السائدة تشير الى ان منحنى الطلب هو الذى طرأ عليه التغير نتيجة لتغير اى من العوامل التى تؤثر على منحنى الطلب ، فتكون النقط فى شكل الانتشار فى هذه الحالة تمثل منحنى العرض . ولكن ستبقى مشكلة التمييز فى حالة ما اذا كانت الظروف السائدة فى السوق تشير الى ان كلا من منحنى العرض والطلب قد انتقلا فى نفس الوقت . ويمكن التخلص من هذه المشكلة الاخيرة باحدى الطريقتين الآتيتين :

أ - استخدام طريقة الانحدار المتعدد : تساعد هذه الطريقة فى حل مشكلة التمييز وذلك باذخال فى كلا او فى اى من معادلتى الطلب والعرض متغير لا يوجد فى المعادلة الاخرى .

ب - استخدام الانحدار المتتابع Lagged Regression : فى بعض الاحيان يكون من المعلوم للباحث ان الكميات المطلوبة او الكميات المعروضة تعتمد الى درجة كبيرة على متغير متعاقب Lagged Variable . وبادخال بعض المتغيرات المتعاقبة فى اى من معادلتى الطلب او العرض فانه يمكن حل مشكلة التمييز .