

**التنبؤ بالطلب على تأمين الحياة
في مصر في المدى القصير
باستخدام نموذج التعديل الجزئي**

**دكتور
أحمد عبد الفتاح على
أستاذ التأمين المساعد - كلية التجارة - طنطا**



قياس الطلب تأمين الحياة في مصر في المدى القصير باستخدام نموذج التعديل الجزئي

موضوع البحث

أن فهم الاسباب التي تدفع الاشخاص إلى شراء تأمين الحياة تظل دائماً من الموضوعات الهامة في مجال التأمين كما أن الرغبة في تقديم منتجات وخدمات جديدة قد أدت إلى زيادة اهتمام مؤمني تأمين الحياة نحو اختبار العوامل التي تؤثر على قرار الشراء لتأمين الحياة حيث أن الفهم الجيد لتلك العوامل يمكن أن يؤدي إلى استراتيجيات تسويقية جيدة مما يؤدي إلى زيادة المبيعات .

وفي هذا البحث يهتم الباحث بدراسة العوامل التي تؤثر على قرار شراء التأمين على الحياة في السوق المصري وبالتالي أمكانية قياس الطلب المستقبل على تأمين الحياة ولكن وإن كانت الدراسات السابقة في مجال الطلب على تأمين الحياة تركز على دالة الطلب في المدى الطويل فإن الباحث في هذه الدراسة سوف يستخدم نموذج سرعة التعديل Speed of adjustment model وذلك لتحديد مدى استجابة حامل وثائق تأمين الحياة لتعديل وثائقهم إلى الوضع الامثل مع التغير في العوامل المؤثرة .

ويدعم ذلك الفرض بأن العادات والتقاليد وتكليف التعديل يجعل الأفراد بعيدين عن التعديل السريع لطلبهم لتأمين الحياة إلى المستوى الأمثل .

أهداف البحث :

- (١) التنبؤ بالطلب على تأمين الحياة في المدى القصير .
- (٢) استنتاج معامل سرعة التعديل إلى الوضع الأمثل .

تبويب البحث :

أولاً : مراجعة بعض الدراسات السابقة بخصوص الطلب على تأمين الحياة .

ثانياً : تقديم النموذج .

ثالثاً : الاسلوب والبيانات .

رابعاً : تطبيق النموذج .

خامساً : نتائج البحث .

أولاً : الدراسات السابقة :

ركزت الدراسات السابقة في الطلب على تأمين الحياة على مختلف التغيرات الديمografية والاجتماعية .

(١) فلقد بين Burnett & Palmer أن الاعتقاد بالقضاء والقدر والمساواة الاجتماعية والنشاط الديني تعتبر من أكثر

المتغيرات أهمية في توقع الطلب على تأمين الحياة (١).

(٢) رأى كل من Hammond , Houston , Melander أن العمر والتعليم والثروة هي المتغيرات المعنوية في التنبؤ بالطلب على التأمين (٢).

(٣) حدد Truett & Truett دالة الطلب طويلاً إلجل لتأمين الحياة في الولايات المتحدة وفي مكسيكو باستخدام العمر والتعليم والدخل كمتغيرات تفسيرية ولقد وجدوا أن مرونة الدخل في مكسيكو أكبر ثلاثة مرات من الولايات المتحدة (٣).

- (1) Burnett , John, and Bruce A. Palmer : "*Examining Life Insurance Ownership Through Demographic and Psychographic Characteristics*" . Journal of Risk and Insurance, Vo. 51 (1984) PP. 453 - 467.
- (2) Hammond, J.D., David B. Houston, and Eugene R. Melander (1967) : "*Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures : An Empirical Investigation*" . Journal of Risk and Insurance, Vol. 34 (1967) PP. 397 - 408.
- (3) Truett, Dale B., and Lila J. Truett : "*The Demand for Life Insurance in Mexico and The United States :A Comparative Study*" . Journal of Risk and Insurance . Vol. 57 (1990). PP. 322 - 328.

(٤) استخدم Babbel بيانات من البرازيل ليبين أن مبيعات التأمين من المقع أن تنخفض في فترات التضخم^(٤).

ولم تختبر جميع هذه الدراسات الكيفية التي يعدل بها حاملى وثائق تأمين الحياة وثائقهم من المستويات الحالية إلى المستويات المثلث .

ويفترض نموذج التعديل الجزئي Partial adjustment model

والذى استخدم من قبل فى دراسات أخرى (على سبيل المثال Lee and Wu^(٥)) والذين أوضحوا أن حاملة الوثائق سوف يعدلون وثائقهم إلى المستوى الأمثل تدريجيا . ويستخدم معامل سرعة التعديل لتحديد سرعة التعديل إلى المستوى الأمثل .

ويوضح معامل سرعة التعديل أن هناك نسبة مئوية ثابتة تفصل بين المستوى الفعلى والمرغوب لتأمين الحياة تستبعد كل فترة زمنية .

(4) Babbel, David F. : "Inflation, Indexation, and Life Insurance Sales in Brazil". Journal of Risk and Insurance. Vol. 48 (1981). PP. 111 - 135.

(5) Lee, Ahyee and Ronald Moy : "Dynamic Capacity of Property Casualty Insurance : An Empirical Investigation". Journal of Insurance Issues. Vol. 15 (1992). PP. 33 - 48.

(6) Lee, C.F. and C. Wu : "Expectation Formation and Financial Ratio Adjustment Processes". Accounting Review, Vol. 63 (1988). PP. 292 - 306.

ومن الاممية أن ندرك أن التعديل الجزئي قد يحدث أكثر من التعديل الكامل بسبب العادات والتقاليد وتكليف التعديل .

ثانياً : النموذج المستخدم :

يتشابه الطلب على تأمين الحياة مع الطلب على السلع والخدمات الأخرى حيث يفترض عموماً أنه دالة للدخل والأسعار والعوامل الشخصية والبيئية الأخرى التي تجعل تأمين الحياة ذو قيمة للمشتري .

وبناءً على Traett and Truett (١٩٩٠) يمكن أن نأخذ في الاعتبار المتغيرات التفسيرية الآتية .

(١) نفترض أن نفقات تأمين الحياة دالة للدخل لأن التغيير في الثروة الكلية لحامل الوثيقة يؤدي إلى تغير في الطلب على تأمين الحياة خاصة أن ارتفاع الدخل من المتوقع أن يزيد الطلب على تأمين الحياة .

(٢) لأن عقد تأمين الحياة هو وعد بسداد مبلغ ثابت من المال في تاريخ تالي مستقبلاً ، فإن أي زيادة في التضخم تنقص من القيمة الحقيقية لعقد تأمين الحياة ، لذلك فمن المتوقع أن يخفض معدل التضخم العالي من الطلب على تأمين الحياة وهذا الفرض يتفق مع بحث Babbel (١٩٨١) .

(٣) نفترض أن التعليم بكل تأكيد يرتبط بنفقات القسط لأن الأشخاص الحاصلين على عدد أكبر من سنوات التعليم يكونون على وعي بالحاجة إلى تأمين الحياة .

(٤) التوزيع العمري للسكان ، فمن المفترض أن يرتبط بالطلب على

تأمين الحياة ونستخدم مقاييسين للتوزيع العمري للسكان :

المقياس الأول : وهو وسيط العمر للسكان .

المقياس الثاني : النسبة المئوية للسكان بين ٢٥ - ٦٤ سنة ولقد

أثبت Truett & truett وجود علاقة مؤكدة بين العمر

ومشتري التأمين .

وسوف يختار الباحث المتغيرات الاربعة الآتية الدخل والتضخم
والعمر والتعليم وذلك لأن الدراسات السابقة في الدول الأخرى قد ركزت
على هذه المتغيرات .

وعلى ذلك نعبر عن الطلب المرغوب في تأمين الحياة بالدالة .

$$(1) \dots \dots Y_t = F(t) \quad \text{حيث } Y_t \text{ مبالغ التأمين خلال الفترة } t .$$

ثالثاً : البيانات والأسلوب :

ت تكون البيانات من المشاهدات السنوية في الفترة من ١٩٦٧ -

١٩٩٥ وتستخدم نموذج الانحدار المتعدد في هذه الدراسة باعتبار تأمين

الحياة دالة للدخل ومعدل التضخم والعمر والتعليم .

وعلى ذلك نفترض أن دالة الطلب لتأمين الحياة هي :

$$Y^* = \alpha x_1^\beta x_2^\gamma x_3^\lambda x_4^\theta \quad \dots \dots \quad (2)$$

حيث :

الطلب المرغوب أو الطلب طويل الأجل = Y^*

لتأمين الحياة

X_1 = دخل الأسرة القابل للتصرف

X_2 = معدل التضخم

X_3 = عمر السكان

X_4 = التعليم للسكان محل الدراسة

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي للمعادلة (٢) وأضافة معامل الخطأ نحصل على العلاقة الآتية :

$$\ln Y^* = \alpha + \beta \ln x_1 + \gamma \ln x_2 + \lambda \ln x_3 + \theta \ln x_4 + e \dots \quad (3)$$

ويسمح اللوغاريتم الخطى Log - Linear فى المعادلة السابقة بتفسير المعاملات كمرونة الطلب .

فمثلاً : β تمثل مرونة الطلب ، حيث تفسركم من التغير فى الطلب مقابل تغير ١٪ من الدخل وفى المعادلة السابقة تمثل مشتريات تأمين الحياة بمتوسط قيمة تأمين الحياة للاسرة فى مصر ولقد استخرجت البيانات من واقع الكتاب الاحصائى السنوى للهيئة المصرية للرقابة على التأمين فى السنوات من ١٩٦٧ إلى ١٩٩٥ لكي تمثل الطلب على التأمين.

كما يستخدم الدخل الشخصى المتاح للاسرة والتغير فى الرقم القياسي للمستهلك لتمثيل كل من الدخل ومعدلات التضخم وقد استخرجت أرقام الدخل المتاح للأفراد من International Financial Statics فى السنوات من ١٩٦٧ إلى ١٩٩٥ وتم استنتاج الدخل الشخصى المتاح للاسرة بالقسمة على رقم الاعالة .

أما بالنسبة للرقم القياسي للمستهلك فقد استخرج من الكتاب الاحصائى السنوى للجهاز المركبى للتوبئة العامة والاحصاء بأعتبار سنة ١٩٦٧ سنة الأساس .

أما بالنسبة للتوزيع العمري للسكان فى مصر فسوف تستستخدم مقاييسين مختلفين .

* وسيط العمر للسكان

* النسبة المئوية للسكان بين ٢٥ - ٦٤ من العمر ولقد تم استخراج هذه البيانات للتوزيع العمري للسكان من واقع التعدادات المنشورة بالكتاب الاحصائى السنوى للجهاز المركبى للتوبئة العامة والاحصاء ومن بعض التوقعات المنشورة بنشرات الامم المتحدة .

وبالنسبة لمستوى التعليم فى مصر فيمثله عدد الحاصلين على مؤهلات عاليا واستخرج من الكتاب الاحصائى للجهاز المركبى للتوبئة العامة والاحصاء .

وكما تبين من قبل فإن المعادلة (٢) تمثل الطلب طويلاً الأجل وهو غالباً طلب غير ملحوظ ولذلك وللوصول إلى معادلة الطلب في المدى القصير سوف يستعين الباحث بالفرض المعروف بالتعديل الجزئي الذي تمثله المعادلة الآتية :^(٧)

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta (Y_t^* - Y_{t-1}) \quad \dots \quad (4)$$

حيث : δ يعرف بمعامل التعديل ويقع هذا المعامل بين الصفر والواحد الصحيح ($0 < \delta < 1$)

$Y_t - Y_{t-1}$: التغير الفعلي

$Y_t^* - Y_{t-1}$: التغير المرغوب

وبالنسبة لمعامل سرعة التعديل δ فإذا كان $\delta = 0$ فهذا معناه أنه ليس هناك تغير ويبقى الطلب كما هو عليه في الفترة t ، أما إذا كان $\delta = 1$ فمعنى ذلك أن الطلب المرغوب (الطلب في المدى الطويل) = الطلب الفعلى ويمكن إعادة صياغة المعادلة (٤) في الصورة الآتية :

$$Y_t = \delta Y_t^* + (1 - \delta) Y_{t-1} \quad \dots \quad (5)$$

وبالتعويض بالمعادلة رقم (٥) في معادلة الانحدار للطلب طويلاً الأجل رقم (٣) نحصل على المعادلة الآتية :

(7) Gujarati , D.N. *Basic Econometrics* , 2 nd Ed . (1988)
Mcgrow - Hill , New York .

$$\ln Y_t = \delta \alpha + \delta \beta \ln x_1 + \delta y \ln x_2 + \delta \lambda \ln x_3 + \delta \theta \ln x_4 + (1 - \delta) \ln x_6 + U_t \quad (6)$$

والمعادلة رقم (٦) تمثل دالة الطلب قصير الأجل أو ما يسمى بنموذج التعديل الجزئي أو سرعة التعديل ويتنااسب هذا النموذج مع الفرض بأن العادات والتقاليد وتكميل التغيير كلها عوامل لا تسمح بالتعديل الكامل السريع فعلى سبيل المثال قد يختار الشخص بين خطط متعددة لتأمين الحياة ولكن بمجرد الاختيار فلا يتحول إلى خطة أخرى سريعا.

رابعاً : تطبيق النموذج :

مصفوفة الارتباط

	Y_t	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	Y_5
Y_1	1.00	.9955	.5247	.0919	.3198	-.4341
Y_2		1.00	.5315	.0662	.3383	-.4517
Y_3			1.00	.0991	.1764	.0203
Y_4				1.00	-.0075	-.0102
Y_5					1.00	-.0241
						1.00

جدول رقم (١)

يمثل جدول رقم (١) مصفوفة الارتباط بين المتغيرات ومنه يتبين أن هناك ارتباط موجب قوى بين مبيعات التأمين و الدخل ، كما أن هناك ارتباط موجب ضعيف بين مبيعات التأمين ومعدل التضخم والعمر ولكن هناك ارتباط عكسي ضعيف بين التعليم ومبيعات التأمين .

ولقد تم تطبيق البرنامج الأحصائى Spss على المتغيرات المستخدمة في النموذج للمعادلة رقم (٦) والخاصة بالانحدار والتتبؤ في المدى القصير .

ولقد تم استخدام النموذج رقم (٦) مرتين الاولى باستخدام المتغير x_3 لكي تعبر عن العمر وهو الوسيط للتوزيع العمري وكانت نتائجه كالتالى :

(١) معادلة خط الانحدار

$$Y_t = .300678 + 346432 x_1 + .055761 x_2 \\ - .01289 x_3 + .032107 x_5 + .630525 x_6$$

(٢) كان معامل التحديد $R^2 = .99220$ وهو عالٍ جداً ويرجع ذلك لعلاقة الارتباط القوية بين الدخل والطلب على التأمين .

(٣) أن هناك علاقة انحدارية وهذا ما يؤكّد المعامل F ، المعنوية حيث قيمة F المعنوية = صفر مما يعني رفض فرض عدم وجود علاقة انحدارية .

(٤) بالرغم من أن جميع المؤشرات السابقة تؤكد وجود علاقة انحدارية إلى أنه بالرجوع إلى نتائج اختبار T نجد أنها غير معنوية لجميع المتغيرات فيما عدا المتغير X_1 وهو يمثل الدخل مما يعني أن جميع المتغيرات غير مؤثرة فيما عدا الدخل وباستبدال المتغير X_4 (النسبة المئوية للسكان بين ٢٥ - ٦٤) كقياس للتوزيع العمرى للسكان بدلاً من وسيط العمر كانت نتائج تطبق نتائج تطبيق المعادلة رقم (٦) كالتالى :

(١) معادلة الانحدار كالتالى :

$$Y_t = 3.485923 + .357177 x_1 + .051514 x_2 \\ - .920276 x_4 + .043026 x_5 + .051514 x_6$$

(٢) كانت قيمة $R^2 = 0.99910$ وهي أعلى من قيمة R^2 في النموذج الأول .

(٣) هناك علاقة انحدارية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة ويفؤد ذلك أن قيمة F المعنوية = صفر .

(٤) أن جميع العناصر تعتبر معنوية وذلك من واقع قيم Sig T مما يعني أن جميع المتغيرات التفسيرية تؤثر في قرار شراء التأمين . ولكل ندرك أهمية نتائج التعديل الجزئي يهمنا استخراج معامل سرعة التعديل وتفسيره .

بالرجوع إلى المعادلة رقم (٦) نجد أن معامل التغير X_6 هو (٨ - ١) حيث ٨ تمثل معامل سرعة التعديل وبالرجوع إلى النتائج الرقمية لتطبيق المعادلة (٦) نجد أن معامل $X_6 = 6.31517$.

$$\therefore X_6 = 6.31217 \quad (1 - 8)$$

$$\therefore 8 = .37$$

وهذه النسبة هي معامل سرعة التعديل ويوضح هذا المعامل سرعة الاشخاص في الاتجاه نحو تعديل وثائق تأمين الحياة من المستويات الحالية إلى المستوى الأمثل.

ويعنى هذا المعامل أن ٣٧٪ تقريباً من الفرق بين الطلب المرغوب (طويل الأجل) والطلب الحقيقي (قصير الأجل) يتحول كل عام. كما يمكن تفسير معاملات معادلة الانحدار من ناحية الطلب على التأمين في المدى القصير كالتالي:

معامل $X_1 = 357$. وهذا يعني أن زيادة ١٪ في الدخل سوف تؤدي إلى زيادة الطلب على التأمين بنسبة ٣٥٪ تقريباً في الأجل القصير. ويمكن تفسير باقي المعاملات بنفس الطريقة.

ونتائج دالة الطلب قصير الأجل (معادلة ٦) تتوافق مع الفرض بأن العادات والتقاليد وتكاليف التعديل تحد من التعديل السريع لوثائق التأمين إلى المستوى الأمثل.

خامساً : نتائج البحث :

- (١) في هذا البحث تم اختبار الطلب قصير الأجل على تأمين الحياة في مصر وقد تبين من استخدام نموذج التعديل الجزئي أن الطلب على التأمين غير من فيما يتعلق بالمتغيرات التفسيرية ، فعلى سبيل المثال فإن زيادة الدخل بمقدار ١٪ يؤدى إلى زيادة في الطلب قصير الأجل بنسبة ثقل عن ١٪ .
- (٢) أن النتيجة السابقة لهذا البحث تتوافق مع الفرض بأن العادات والتقاليد وتكليف التعديل تحد من تعديل الأشخاص لطلفهم على وثائق التأمين إلى المستوى الأمثل عندما تتغير العوامل الأخرى .
- (٣) يمكن التنبؤ بالطلب قصير الأجل في تأمين الحياة من خلال المعادلة .

$$Y_t = 3.485923 + .357177 x_1 + .051514 x_2 \\ - .920276 x_4 + .043026 x_5 + .631217 x_6$$

وذلك مع ادخال نسبة السكان بين ٢٥ - ٦٤ كمقياس للتوزيع العمري للسكان حيث أن وسيط العمر لم يعطى معنوية من خلال اختبار T .

- (٤) أن متغيرات هذه المعادلة معنوية بنسب تتراوح بين ١٪ و ١٠٪ وهي نتائج مقبولة احصائياً .

مراجع عربية :

- (١) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء - الكتاب الاحصائى السنوى ، اعداد مختلفة (١٩٦٧ - ١٩٩٥) .
- (٢) السكان ، بحوث ودراسات ، أكتوبر ١٩٧٤ .
- (٣) وزارة التخطيط ، تقارير الخطة والموازنة ، اعداد مختلفة .
- (٤) الهيئة العامة للرقابة على التأمين ، الكتاب الاحصائى السنوى اعداد مختلفة (١٩٦٧ - ١٩٩٥) .

مراجع أجنبية :

References

- (1) Anderson, Dan R., and John, R. Nevin : " *Determinants of Young Marrieds' Life Insurance Purchasing Behaviour : An Empirical Investigation*" . Journal of Risk and Insurance, Vol. 42 (1975) PP. 375 - 387.
- (2) Babbel, David F. : " *Inflation, Indexation, and Life Insurance Sales in Brazil*" . Journal of Risk and Insurance. Vo. 48 (1981) PP. 111 - 135.
- (3) ----- : " *The Price Elasticity of Demand for Whole Life Insurance*" . Journal of Finance. Vol. 40 (1985) PP. 225 - 239.

- (4) Briys, Eric, and Henri Louberge : "*On The Theory of Rational Insurance Purchasing : A Note*". Journal of Finance. Vol. 40 (1985). PP. 577 - 581.
- (5) Burnett, John J., and Bruce A. Palmer : "*Examining Life Insurance Ownership Through Demographic and Psychographic Characteristics*". Journal of Risk and Insurance. Vol. 51 (1984) PP. 453 - 467.
- (6) Campbell, Ritchie A. : "The Demand for Life Insurance : An Application of the Economics of Uncertainty". Journal of Finance. Vol. 35 (1980). PP. 1155 - 1172.
- (7) Duker, Jacob M. : "*Expenditures for Life Insurance Among Working - Wife Families*". Journal of Risk and Insurance. Vol. 36 (1967). PP. 525 - 533.
- (8) Gujarati, D.N. : ***Basic Econometrics***. 2nd Ed. (1988) McGraw - Hill, New York.
- (9) Hammond, J.D., David B. Houston, and Eugene R. Melander (1967) : "*Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures : An Empirical Investigation*". Journal of Risk and Insurance. Vol. 34 (1967). PP. 397- 408.

- (10) Lee, Ahyee, and Ronald Moy : "Dynamic Capacity Adjustment of Property Casualty Insurers : An Empirical Investigation". Journal of Insurance Issues . Vol. 15 (1992). PP. 33 - 48.
- (11) Lee, C.F. and C. Wu : "Expectation Formation and Financial Ratio Adjustment Processes". Accounting Review. Vol. 63 (1988) PP. 292 - 306.
- (12) Truett, Dale B., and Lila J. Truett : "The Demand for Life Insurance in Mexico and The United States : A Comparative Study " Journal of Risk and Insurance. Vol. 57 (1990) PP. 322 - 328.

21 Jun 97 SPSS for MS WINDOWS Release 6.0

-- Correlation Coefficients --

	YT	X1	X2	X3	X4	X5
YT	1.0000 (- 26) P= .	.9955 (- 26) P= .000	.5247 (- 26) P= .006	.0919 (- 26) P= .655	.3198 (- 26) P= .111	-.4341 (- 26) P= .027
X1	.9955 (- 26) P= .000	1.0000 (- 26) P= .	.5315 (- 26) P= .005	.0662 (- 26) P= .748	.3383 (- 26) P= .091	-.4517 (- 26) P= .021
X2	.5247 (- 26) P= .006	.5315 (- 26) P= .005	1.0000 (- 26) P= .	.0991 (- 26) P= .630	.1764 (- 26) P= .389	.0203 (- 26) P= .922
X3	.0919 (- 26) P= .655	.0662 (- 26) P= .748	.0991 (- 26) P= .630	1.0000 (- 26) P= .	-.0075 (- 26) P= .971	-.0102 (- 26) P= .961
X4	.3198 (- 26) P= .111	.3383 (- 26) P= .091	.1764 (- 26) P= .389	-.0075 (- 26) P= .971	1.0000 (- 26) P= .	-.0241 (- 26) P= .907
X5	-.4341 (- 26) P= .027	-.4517 (- 26) P= .021	.0203 (- 26) P= .922	-.0102 (- 26) P= .961	-.0241 (- 26) P= .907	1.0000 (- 26) P= .

(Coefficient / (Cases) / 2-tailed Significance)

" . " is printed if a coefficient cannot be computed

الرتبة	yt	x1	x2	x3	x4	x5	x6	var00008
1	306.00	306.00	.03	17.90	34.60	.29	345.00	
2	281.00	310.00	.05	19.30	36.70	.25	306.00	
3	264.00	348.00	.03	19.50	37.90	.26	281.00	
4	252.00	335.00	.04	19.60	36.60	.27	264.00	
5	254.00	361.00	.11	19.80	36.60	.29	252.00	
6	331.00	370.00	.10	19.90	36.50	.29	254.00	
7	374.00	412.00	.10	20.10	37.00	.35	331.00	
8	421.00	476.00	.13	20.30	37.00	.34	374.00	
9	468.00	639.00	.11	20.50	37.00	.34	421.00	421.00
10	535.00	895.00	.10	20.70	37.30	.35	468.00	
11	677.00	1121.00	.21	19.20	36.10	.33	535.00	
12	833.00	1367.00	.10	19.00	37.50	.30	677.00	
13	1002.00	1735.00	.15	19.00	37.40	.28	833.00	
14	1127.00	1737.00	.16	19.20	37.00	.30	1002.00	
15	1327.00	1993.00	.17	19.30	37.20	.29	1127.00	
16	1558.00	2394.00	.13	19.20	37.40	.33	1327.00	
17	1791.00	2729.00	.23	19.80	36.90	.32	1558.00	
18	2068.00	3126.00	.20	19.90	37.50	.29	1791.00	
19	2264.00	3332.00	.17	21.50	36.90	.27	2068.00	
20	2656.00	3839.00	.21	21.40	37.20	.24	2264.00	
21	2995.00	4375.00	.17	19.40	37.80	.25	2656.00	
22	3384.00	5490.00	.20	20.80	37.80	.22	2990.00	
23	4102.00	6589.00	.13	20.40	37.90	.21	3384.00	
24	4684.00	7901.00	.12	20.00	37.60	.20	4102.00	
25	5936.00	10387.00	.08	20.20	37.70	.20	4684.00	
26	6102.00	11531.00	.08	20.10	37.90	.13	5936.00	

	ln yt	ln x1	ln x2	ln x3	ln x4	ln x5	ln x6	var00008
1	5.70	5.70	-3.50	2.88	3.50	-1.23	5.80	.
2	5.60	5.70	-2.90	2.96	3.60	-1.38	5.70	.
3	5.50	5.80	-3.60	2.97	3.60	-1.34	5.60	.
4	5.50	5.80	-3.20	2.97	3.60	-1.30	5.50	.
5	5.50	5.80	-2.20	2.98	3.60	-1.23	5.50	.
6	5.80	5.90	-2.30	2.99	3.50	-1.23	5.50	.
7	5.90	6.00	-2.30	3.00	3.60	1.05	5.80	.
8	6.00	6.16	-2.00	3.01	3.60	-1.08	5.90	.
9	6.14	6.45	-2.20	3.02	3.60	-1.08	6.00	.
10	6.28	6.79	-2.30	3.03	3.60	-1.05	6.14	.
11	6.51	7.02	-1.56	2.95	3.50	-1.10	6.28	.
12	6.72	7.22	-2.30	1.66	3.60	-1.20	6.51	.
13	6.90	7.45	-1.89	2.94	3.60	-1.27	6.72	.
14	7.02	7.45	-1.86	2.95	3.60	-1.20	6.90	.
15	7.19	7.59	-1.77	2.96	3.60	-1.23	7.02	.
16	7.35	7.78	-2.00	2.95	3.60	-1.10	7.19	.
17	7.49	7.91	-1.47	2.98	3.60	-1.13	7.35	.
18	7.63	8.04	-1.60	2.99	3.60	-1.24	7.49	.
19	7.72	8.11	-1.77	3.06	3.60	-1.30	7.63	.
20	7.88	8.25	-1.56	3.06	3.60	-1.43	7.72	.
21	8.00	8.38	-1.77	2.96	3.60	-1.38	7.88	.
22	8.12	8.61	-1.60	3.03	3.60	-1.51	8.00	.
23	8.32	8.79	-2.00	3.01	3.60	-1.56	8.12	.
24	8.45	8.97	-2.12	2.99	3.60	-1.60	8.32	.
25	8.68	9.24	-2.52	3.00	3.60	-1.60	8.45	.
26	8.71	9.35	-2.52	3.00	3.60	-2.00	8.68	.

* * * * * MULTIPLE REGRESSION * * * * *

Listwise Deletion of Missing Data

Equation Number 1 Dependent Variable.. Y1

Block Number 1. Method: Enter
X1 X2 X5 X4 X6 X4

Variable(s) Entered on Step Number

1.. X6
2.. X4
3.. X5
4.. X2
5.. X1Multiple R .99910
R Square .99819
Adjusted R Square .99774
Standard Error .05163

Analysis of Variance

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	29.44348	5.88870
Residual	20	.05331	.00267

F = 2209.14353 Signif F = .0000

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
X1	.357177	.069069	.397726	5.171	.0000
X2	.051514	.025012	.026946	2.060	.0527
X5	.043026	.024650	.020169	1.746	.0962
X4	-.920276	.341874	-.027604	-2.692	.0140
X6	.631217	.076019	.608101	8.303	.0000
(Constant)	3.485923	1.202832		2.898	.0089

End Block Number 1 All requested variables entered.

* * * * * M U L T I P L E R E G R E S S I O N * * * * *

Listwise Deletion of Missing Data

Equation Number 1 Dependent Variable.. YT

Block Number 1. Method: Enter
X1 X2 X5 X6 X3

Variable(s) Entered on Step Number

1.. X3
2.. X5
3.. X2
4.. X6
5.. X1Multiple R .99877
R Square .99755
Adjusted R Square .99693
Standard Error .06016

Analysis of Variance

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	29.42440	5.88488
Residual	20	.07238	.00362

F = 1626.02708 Signif F = .0000

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
X1	.346432	.086646	.385761	3.998	.0007
X2	.055761	.029929	.029167	1.863	.0772
X5	.032107	.028383	.015050	1.131	.2713
X6	.630525	.095533	.607433	6.600	.0000
X3	-.012890	.049680	-.003119	-.259	.7979
(Constant)	.300678	.197743		1.521	.1440

End Block Number 1 All requested variables entered.