

A COMPARISON OF LOT SIZE TECHNIQUES

Cengiz YILMAZ*

Üretim ortamında stokların kontrolü için sayısal yöntemlerin kullanılması son yıllarda yaygınlaştı. Buna bağlı olarak bu konular üzerindeki araştırmalar da yoğunlaştı. Özellikle deterministik, süreksiz ve dönemden döneme değişen taleple karşı karşıya olan kuruluşların sipariş verme zamanı ve miktarını belirlemede kullanacakları yöntemlerden hangisinin daha iyi olduğu ilginç bir araştırma konusu olmuştur.

Bu makalede literatürde yer alan altı değişik yöntem «Incremental Order Quantity (IOQ)» yöntemi ile sipariş verme maliyeti, elde bulundurma maliyeti ve talep dağılımı değiştirilerek karşılaştırılmıştır.

The application of quantitative procedures to control inventory in the production environment has been explored and discussed at great length. Since 1968, many researcher started to answer which procedure is superior to others, for solving the discrete - time ordering problem for deterministic, time - varying demand.

Kaimann (1968 a, b), Tuite and Anderson (1968), and Gleason (1971) compare the EOQ with the more rigorous, and computationally more demanding, dynamic programming approach of Wagner and Whitin (1958).

Silver and Meal (1969) introduce a simple modification of the EOQ which secures most of the savings of the more complicated Wagner - Whitin Algorithm.

Berry (1972) presents a framework for comparing the performance of the four ordering procedures for requirements planning systems over a broad range of cost and demand data parameters. These four lot - sizing procedures are EOQ, POQ, PPB and the Wagner - Whitin algorithm.

Groff (1979) presents a simple, single - level rule which is developed to utilize a major strength of part - period balancing - the evaluation of the cost effects of successive periods - but which is

(*) Erciyes Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Öğretim Üyesi.

based upon comparing marginal, rather than total costs. He compares his new rule with other lot - sizing rules using five different demand patterns. His comparison is based on the total cost.

Blackburn and Millen (1979 a) firmly establish the superiority of the Silver and Meal algorithm over the Part - Period - Balancing technique when the demand per period is constant and the time horizon is infinite.

As we know from the literature, Groff, as well as Silver and Meal, attempted to match the efficiency of the Wagner - Whitin technique, simultaneously claiming that the computation of their techniques was far simpler.

Boe and Yilmaz (1981) compare a new lot size technique, the incremental order quantity (Yilmaz, 1981) with the uniform order quantity (Karni, 1980). And their comparative tests show that the incremental order quantity (IOQ) technique results in substantially lower total cost. This new technique also strives for ease of solution while retaining close ties to the accuracy of the Wagner - Whitin model. This approach recognizes two alternatives for each period : If T is the current period, the alternative 1 is to order for T - 1 period together, to start a new cycle at T. Alternative 2 is to order for T period together. When we compare these alternatives some similar terms will cancel out. S should be compared with incremental inventory cost ($I'(T) = h * (T - 1) * D(T)$) of each period.

There is a fundamental difference between the lot - sizing techniques discussed in literature and the incremental order quantity technique. Previous techniques have considered the objective of balancing ordering cost against inventory cost. These techniques have minimized unit cost, total cost or average cost per period. The IOQ technique accounts for all costs on a given period more completely.

In this paper, we like to compare the incremental order quantity with other well known lot - sizing techniques using Kaimann's five different demand pattern.

Cost Comparison

Table 1 presents five cases in which the demand pattern va-

ries in each case. Case 1 demonstrates a situation in which demand is steady. All the others show different types of lumpy demands. The total demand of all cases over the total planning horizon is the same, but the periodic requirements fluctuate greatly. In each case, the holding cost stays the same; however, ordering cost values of \$48, \$92, \$120, \$206, and \$300 are investigated. Therefore, the total of twenty - five sample data sets are created.

In Table 2, the I0Q technique is compared with other known lot - sizing techniques. The different techniques are applied to the twenty - five problems described above. As we can easily see in this table, the Wagner - Whitin technique provides the lowest cost. As we saw in previous sections of this chapter, the I0Q technique is both easier to calculate than those suggested by Groff or Silver and Meal and much more accessible, i.e., easier to understand.

In five out of five cases in the first example, the I0Q technique gives the same result as the Wagner - Whitin technique. In the second example, the I0Q technique gives the same answer in four out of five cases. In that one exception, the cost by the I0Q technique is still less than the other two close competitors. Again in example 3, the Wagner - Whitin technique is matched by the I0Q technique in four cases out of five. In the fifth case, although the cost is greater than it would be by the Wagner - Whitin technique, it is identical to what it would be by Silver and Meal's technique, and lower than it would be by Groff's methods.

Once more in example 4, the I0Q model matches the Wagner-Whitin four times in five.

Finally, in example 5, nearly all the techniques will give good solutions, close to the painstaking calculations of the Wagner - Whitin technique. The I0Q technique is no exception. It matches Wagner - Whitin without fail, five times out of five.

TABLE : 2
COMPARISON OF LOT - SIZING
ALGORITHM PERFORMANCE

EX.	CASE	EOQ	POQ	PPB	W - W	GROFF	S & M	10Q
1	1	576	576	576	576	576	576	576
	2	576	576	576	576	576	576	576
	3	480	480	480	452	452	452	452
	4	528	528	492	484	492	492	484
	5	48	48	48	48	48	48	48
2	1	1104	1104	1104	1104	1104	1104	1104
	2	1810	1104	1104	1104	1104	1104	1104
	3	1496	920	920	848	848	848	848
	4	1550	1012	856	836	896	876	864
	5	92	92	92	92	92	92	92
3	1	2507	1440	1440	1440	1440	1440	1440
	2	1980	1440	1440	1400	1400	1400	1400
	3	2170	1200	1200	1100	1100	1100	1100
	4	2000	1320	1100	1040	1120	1060	1060
	5	120	120	120	120	120	120	120
4	1	2754	2342	2472	2342	2342	2342	2342
	2	3768	2386	2254	2248	2342	2436	2436
	3	2642	2040	1828	1766	1766	1766	1766
	4	2694	2276	1682	1576	1596	1596	1576
	5	206	206	206	206	206	206	206
5	1	4015	2906	2906	2906	2906	2906	2906
	2	4330	2950	2950	2950	2950	2950	2950
	3	3846	2520	2440	2330	2330	2350	23230
	4	3760	2840	2380	2140	2140	2140	2140
	5	300	300	300	300	300	300	300

REFERENCES

- Berry, W.L., «Priority Scheduling and Inventory Control in Job Lot Manufacturing Systems,» **AIIE Transactions**, Vol. 4, No. 4, Dec., 1972, pp. 267.
- Blackburn, J.D. and R.A. Millen, «Selecting a Lot - Sizing Technique for a Single - Level Assembly Process : Part I Analytical Results,» **Production and Inventory Management**, Vol. 20, No. 3, 1979 a, pp. 42 - 47.
- Blackburn, J.D. and R.A. Millen, «Selecting a Lot - Sizing Technique for a Single - Level Assembly Process : Part II - Empirical Results,» **Production and Inventory Management**, Vol. 20, No. 4, 1979 b, pp. 40 - 52.
- Boe, W.J. and C. Yilmaz, «The Incremental Order Quantity,» **Production and Inventory Management**, Vol. 24, No. 2, 1983, pp. 94 - 100.
- Gleason, J.M., «A Computational Variation of the Wagner - Whitin Algorithm:

- An Alternative to the EOQ,» **Production and Inventory Management**, Vol. 12, No. 1, 1971, pp. 15.
- Groff, G.K., «A Lot Sizing Rule for Time - Phased Component Demand,» **Production and Inventory Management**, Vol. 20, No. 1, 1979, pp. 47.
- Kaimann, R.A., «A Falloxy of EOQ'ing,» **Production and Inventory Management**, Vol. 9, No. 1, 1968, pp. 82.
- Kaimann, R.A., «Re - Visiting A Falloxy of EOQ'ing,» **Production and Inventory Management**, Vol. 9, No. 4, 1968, pp. 12.
- Karni, R., «A Uniform Order Quantity (UOQ) Lot Sizing Technique for Varying Demand Rates,» **Production and Inventory Management**, Vol. 21, No. 3, 1980, pp. 29 - 36.
- Silver, E.A. and H.C. Meal, «A Heuristic for Selecting Lot Size Quantities for the Case of a Deterministic Time - Varying Demand Rate and Discrete Opportunities for Replenishment,» **Production and Inventory Management**, Vol. 14, No. 2, 1973, pp. 64.
- Tuite, M.F. and W.A. Anderson, «A Comparison of Lot Size Algorithms Under Fluctuating Demand Conditions,» **Production and Inventory Management**, Vol. 9, No. 4, 1968, pp. 20.
- Wagner, H.M. and T.M. Whitin, «Dynamic Version of the Economic Lot Size Model,» **Management Science**, Vol. 5, No. 1, 1958.
- Yilmaz, C., **A Lot Sizing Technique**, Ph. D. dissertation, The University of Iowa, 1981.

ORANLARIN İLİŞKİLENDİRİLDİĞİ BİR DOĞRUSAL REGRESYON MODELİNDE DEĞİŞKEN VARYANS SINAMASI ÜZERİNE BİR ÇALIŞMA

Yrd. Doç. Dr. Mansur ATALAY*

ABSTRACT

There are many tests for heteroscedasticity have been developed so far. In this paper five of them are introduced briefly and applied to the model in which ratios are regressed. Four of them conclude the existence of the heteroscedasticity in the model.

I — GİRİŞ

Hata terimi varyansının değişmezliği klasik doğrusal regresyon modeli varsayımlarından birisidir. Bu varsayımı geçersiz kılan duruma değişken varyans (heteroscedasticity) adı verilir. Değişken varyans sözkonusu olduğunda, gözlemler değiştikçe varyans da değişecektir. Bu durum ise parametre tahminlerinin sapsiz fakat etkin olmamasına neden olduğu gibi varyans tahminlerinin de sapsiz olmasına sebep olmaktadır (Maddala, 1977, s. 259).

Değişken varyans problemi ile ilk kez Prais ve Houthakker (1955) ve Jorgenson (1965) yaptıkları aile bütçe çalışmalarıyla ilgilenmişlerdir (Ali ve Giaccotto, 1984, s. 355). Değişken varyansla ilgili ayrıntılı bilgi Gujarati (1978), Judge ve diğerleri (1980), Maddala (1977), Erlat (1983), Johnston (1972), Kılıçbay (1980) de bulunabilir.

Bu çalışmada uygulamaya dönük olarak, değişken varyansa ait bazı testler ele alınacaktır. Bu testlerin teorisinden çok pratiği üzerinde durulacaktır. Bu amaçla gayri safi milli hasıladaki büyüme oranı ile işgücü büyüme oranı, yatırımın GSMH'daki payı ve ihracattaki değişmenin GSMH'daki payı arasındaki ilişki için tahmin edilen regresyon modelinin hata terimlerinin varyanslarının sabit olup olmadığı test edilecektir. Adı geçen ilişki hakkında Feder (1982) ve Balassa (1978) de bilgi edinilebilir. Değişken varyans testine ilişkin teorik açıklamalar Judge ve diğerleri (1980), Erlat (1983), Ali ve Giaccotto (1984)'de verilmiştir.

(*) Erciyes Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Öğretim Üyesi.

II — DEĞİŞKEN VARYANS TESTLERİ

Genel doğrusal model $y = Xb + u$ olsun. Burada y , $TX1$ boyutlu bağımlı değişken gözlem matrisi; X , TX ($k + 1$) bağımsız değişken gözlem matrisi; b , ($k + 1$) $X1$ regresyon katsayıları matrisi ve u ise $TX1$ boyutlu hata terimi matrisidir. Bu modelde $E(u) = 0$, $\text{var}(u) = \delta^2$ ve u 'lar birbiriyle ilişkili değildir. $\text{Var}(u)$ değiştiğinde değişken varyans problemi ortaya çıkacaktır. O halde değişken varyans, sabit varyans (homoscedasticity) sıfır hipotezine karşı test edilecektir. Buna göre test hipotezleri :

$$H_0 : \delta_1^2 = \delta^2, t = 1, \dots, T$$

$$H_1 : \delta_1^2 \geq \delta_2^2 \geq \dots \geq \delta_T^2$$

şeklinde yazılabilir. Bu durumda H_0 'ın reddedilmesi halinde H_1 'in doğruluğu ve dolayısıyla değişken varyansın varlığı kabul edilecektir.

Bu çalışmada çok sayıdaki değişken varyans testinden beş tanesine yer verildi. Bu testler ayrıntıya girilmeksizin kısaca açıklandıktan sonra bir model üzerinde uygulanacaktır.

1. Sıra Korelasyonu Testi

Hata terimlerinin açıklayıcı değişken ile değişip değişmediğini araştırmak için Spearman sıra korelasyonu yönetimden yararlanmak mümkündür. Sıra korelasyonu katsayısı r için formül aşağıda verilmiştir.

$$r = 1 - \frac{\sum_{i=1}^T d_i^2}{T(T^2 - 1)}$$

Burada, d_i 'nci sıradaki hata terimi mutlak değeri ile seçilen bağımsız değişkenin (X) sıra numarası arasındaki farkı ve T ise gözlem sayısını göstermektedir. r katsayısına ilişkin t oranı

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

formülü yardımıyla hesaplanır. Bu durumda hesaplanan t'nin tablo değerinden büyük olması değişken varyansın varlığına işaret eder (Gujarati, 1978, s. 202).

2. Lagrange Çarpanı

Sonlu örneklerde değişken varyans testi için Breusch ve Pagan (1979) aşağıdaki istatistiği önermiştir.

$$LM = \frac{\left[\sum_t (z_t - \bar{z}) g_t \right]^2}{2 \left[\sum_t (z_t - \bar{z})^2 \right]}$$

Burada, $z_t = x_t^2$, $\bar{z} = E(x_t^2)$ ve $g_t = \frac{u_t^2}{\sigma^2}$ dir.

LM istatistiği, serbestlik derecesi $(k - 1)$ olan ki - kare dağılımında olduğu kabul edilmektedir (Breusch ve Pagan, 1979, s. 1287 - 94). H_0 ve H_1 hipotezleri yukarıda ifade edildiği gibi alınmaktadır.

3. Goldfeld ve Quandt Testi

Bu testin uygulanması için önce açıklayıcı değişkenin gözlem değerleri küçükten büyüğe doğru sıralanır. Merkezi gözlemlerden bir kısmı atılır ve geride kalan ilk sırayı ve son sırayı alan belirli sayıdaki gözlemlere dayalı olarak regresyon tahmini yapılır. Aşağıdaki formülden yararlanılarak R test istatistiği hesaplanır.

$$R = \frac{S_2}{S_1}$$

Burada, S_1 ilk sırayı oluşturan gözlemlere dayalı yapılan regresyonun hata terimlerinin kareleri toplamı ve S_2 ise son sıradaki gözlemlere dayalı yapılan regresyonun hata terimleri kareleri toplamıdır. Sabit varyans varsayımı altında R test istatistiği serbestlik derecesi $[(T - r - 2k)/2, (T - r + 2k)/2]$ olan F dağılımına sahiptir. Hesaplanan F değeri tablo değerinden büyük olduğunda değişken varyans hipotezi kabul edilir. Burada T gözlem sayısı, r atılan merkezi gözlem sayısı, k parametre sayısıdır. r için standart bir değer önerilmemiştir. Yaklaşık 30 gözlem için 4 ila 8 arasında değişen değerler önerilmiştir (Ali ve Giaccotto, 1984, s. 360 - 61; Johnston, 1972, s. 218 - 19; Judge ve diğerleri, 1980, s. 152 - 53).

4. Glejser Testi

Sabit varyans varsayımı hata terimleriyle açıklayıcı değişken arasında ilişkinin olmadığı durumunu da içermektedir. Bir başka ifade ile hata terimi varyansı açıklayıcı değişken değiştiğinde bile değişmez. Bu varsayımın geçerliliğinin testi için, aşağıdaki modellerin tahmin edilmesi önerilmektedir.

$$\begin{aligned} |\hat{u}_i| &= a + bX_j \\ |\hat{u}_i| &= a + b/X_j \end{aligned}$$

Bu modellerde b katsayısının sıfır olup olmadığı t - testi ile test edilir. b sıfırdan farklı çıktığında değişken varyans varlığı söz konusudur (Johnston, 1972, s. 220; Gujarati, 1978, s. 201; Maddala, 1977, s. 260).

5. Olabilirlik Oranı Testi

Bu test için önce veriler m tane gruba ayrılır. Her bir grup için hata terimi varyansları $\hat{\sigma}_i^2$ hesaplanır. Aşağıdaki formül yardımıyla λ istatistiği elde edilir.

$$\lambda = \prod_{i=1}^m (\hat{\sigma}_i)^{n_i} / \hat{\sigma}^n$$

Burada, $\hat{\sigma}^2$ örneğin varyansıdır. $\hat{\sigma}_i^2$ ise i'nci grubun varyansıdır. Sabit varyans varsayımı altında $(-2\ln\lambda)$ ifadesi serbestlik derecesi $(m-1)$ olan ki - kare dağılımında olacaktır. Buna göre sıfır hipotezinin reddi halinde değişken varyans durumu kabul edilir (Maddala, 1977, s. 360; Johnston, 1972, s. 218).

III — DEĞİŞKEN VARYANS TESTLERİNE İLİŞKİN BİR UYGULAMA

1. Tahmin Edilen Regresyon Modeli Hakkında Kısa Bir Açıklama

Bu çalışmada kullanılan veriler Ek 1'de verilmiştir. Bu veri-

lerden yararlanılarak 1951 - 1983 dönemi için yıllar itibariyle reel GSMH'nin yıllık değişim oranı, faal nüfus değişim oranı, reel gayri safi sabit sermaye teşekkülünün GSMH'daki payı ve reel ihracattaki değişimin GSMH'daki payı hesaplanmıştır. Bu bilgiler Ek 2'de bulunabilir. Bu bilgilere dayanarak reel GSMH'daki yıllık değişim oranını açıklamak için yukarıda sözü edilen diğer üç değişken, açıklayıcı değişken olarak regresyon modeline dahil edilmiş ve doğrusal regresyon modeli tahmin edilmiştir. Oranlarda negatif değerlerin bulunuşu nedeniyle logaritmik ve üssel modeller denenmemiştir. Tahmin edilen model aşağıda verilmiştir.

$$Y = 9.934 + 1.13L + 0.148I - 0.363X$$

Burada, Y : Reel GSMH'daki yıllık değişim oranı,
L : Faal nüfus değişim oranı,
I : Reel gayri safi sermaye teşekkülünün GSMH'daki payı,
X : Reel ihracattaki değişimin GSMH'daki payı.

Modelin ekonomik ve istatistiksel analizi bir başka çalışmanın konusunu oluşturacaktır. Bu çalışmada modelde sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığı değişken varyans testlerinden bazılarının uygulanmasıyla sınanacaktır.

2. Değişken Varyans Testlerinin Uygulaması

Modelde tahmin edilen hata terimleri mutlak değerleriyle herbir açıklayıcı değişken arasındaki sıra korelasyonu hesaplandı. Buna göre hata terimi mutlak değeri ile L, I ve X açıklayıcı değişkenleri arasında sırayla 0.2, 0.3, ve 0.025 anlam düzeylerinde ilişki olduğu sonucuna varıldı. Bunun sonucunda hata teriminin açıklayıcı değişkenlerle değiştiği veya hata teriminin açıklayıcı değişkenlerden etkilendiği görülmektedir. Dolayısıyla hata teriminin varyansının da sabit olmadığı sonucu çıkartılabilir.

Lagrange çarpanı testinde LM istatistiği değeri L için 4446, I için 40053 ve X için 9301 olarak hesaplanmıştır. Her üç açıklayıcı değişken için de sabit varyansı ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir ve değişken varyansı kabul eden alternatif hipotez kabul edilmektedir.

Goldfeld ve Quandt testi için merkezi beş gözlem atıldı ve geride kalan ilk ve son 14 gözleme dayalı olarak hesaplanan S_1 ve S_2

katsayılarının kullanılmasıyla bulunan R istatistiği; L açıklayıcı değişkenine göre 0.9, I'ya göre 0.626 ve X'e göre 0.665 olarak hesaplanmıştır. (14, 14) serbestlik derecesinde F tablo değeri % 5 için 2.48 ve % 1 için 3.70'dir. Görüldüğü gibi her üç durumda da R istatistiği F tablo değerinin bir hayli altında bulunmaktadır. Buna göre sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Sonuç olarak değişken varyans sözkonusu değildir.

Glejser testinde $|\hat{u}_i| = a + bX_j$ modeli tahmin edildi. Bu mo-

delin b katsayısına ilişkin t değerleri : L için 0.968, I için 1.65 ve X için 0.69 olarak elde edildi. Buna göre I için tahmin edilen modelde regresyon katsayısı 0.20 anlam düzeyinde sıfırdan farklı olmaktadır. Bu durum ise hata terimi ile açıklayıcı değişken (I) arasında bir ilişkinin olduğunu ve dolayısıyla değişken varyansın sözkonusu olduğunu göstermektedir.

Olabilirlik oranı testi için veriler üç gruba ayrılmıştır. Sonuç olarak ($-2 \ln \lambda$) değerli 83 olarak hesaplandı. Bu sonuca göre sabit varyansı kabul eden sıfır hipotezi bütün anlamlılık düzeylerinde reddedilmekte ve alternatif hipotez olan değişken varyans durumu kabul edilmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada değişken varyans testlerinden beş tanesi kısaca tanımlanmış ve oranların ilişkilendirildiği bir regresyon modelinde bu testlerin uygulaması yapılmıştır. Testlerden dördü modelde sabit varyans varsayımının geçerli olmadığı, birisi ise (Goldfeld ve Quandt) geçerli olduğu sonucunu vermiştir.

Sözkonusu modeldeki bazı oranların negatif olması sebebiyle değişik matematiksel formların denenmesi için bir engel oluşturmaktadır. Öte yandan açıklayıcı değişken kümesinde de değişiklik yapmak modelin orjinalitesini bozacağından mümkün görülmedi.

Testlerin uygulandığı model açısından, sabit varyans varsayımının bu modelde geçerliliğinin tartışmalı olduğu durumu özet olarak ifade edilmelidir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- BALASSA, B. (1978) : «Exports and economic growth: Further evidence,» *Journal of Development Economics*, Vol. 5, no. 2 (June 1978), s. 181-189.
- ALI, M.M. ve C. GIACCOTTO (1984) : «A study of several new and existing tests for heteroscedasticity in the general linear model,» *Journal of Econometrics*. Vol. 26, (1984) s. 355-373.
- BREUSCH, T.S. ve A.R. PAGAN (1979) : «A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation,» *Econometrica*, Vol. 47, no. 5 (September 1979), s. 1287-1294.
- D.İ.E. (1983) : **Türkiye İstatistik Yılığ**ı 1983. Ankara DİE.
- D.İ.E. (1984) : **Türkiye İstatistik Cep Yılığ**ı 1984. Ankara DİE.
- D.İ.E. (1985) : **Ayık İstatistik Bülteni 1984, XI**. Ankara : DİE.
- ERLAT, H. (1974) : *Lecture Notes on Econometrics*. Teksir. Ankara : Middle East Technical University.
- ERLAT, H. (1983) : **Ekonometride Tanımlama Sınamaları**. Ankara : ODTÜ İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi.
- ERTEK, T. (1973) : **Ekonometriye Giriş**. Ankara : ODTÜ.
- FEDER, G. (1982) : «On export and economic growth,» *Journal of Economics*, Vol. 12 (1982) ,s. 59-73.
- GUJARATI, D. (1978) : **Basic Econometrics**. Tokyo : McGraw - Hill Kogakusha, Ltd.
- JOHNSTON, J. (1972) : **Econometric Methods**. 2nd. Ed. Tokyo : Kogakusha, Ltd.
- JUDGE, G.G., W.E. GRIFFITHS, R.C. HILL, T.C. LEE (1980) : **The Theory and Practice of Econometrics**. New York : John Wiley and Sons.
- KILIÇBAY, A. (1980) : **Ekonometrinin Temelleri**. İstanbul : İ.Ü. İktisat Fakültesi.
- MADDALA, G.S. (1977) : **Econometrics**. New York : McGraw-Hill Company.
- SZROETER, J. (1978) : «A class of parametric tests for heteroscedasticity in linear econometric models,» *Econometrics*, Vol. 46, no. 6 (November 1978), s. 1311-1327.
- THEIL, H. (1971) : **Principles of Econometrics**. New York : John Wiley and Sons, Inc.

EK 1

**TÜRKİYE'NİN 1950 - 1983 DÖNEMİ İTİBARIYLA GSMH,
İSTİHDAM, SABİT SERMAYE TEŞEKKÜLÜ, İHRACAT
VERİLERİ VE TOPTAN EŞYA VE İHRACAT
FİYAT İNDEKSLERİ**

Yıllar	Gayri safi milli hasıla (1968 piyasalardaki fiyatlarıyla) (Milyon TL.)	15 ve daha yukarı yaş- faal nüfus (Bin kişi)	Gayri safi sabit ser- külü (Cari fiyatlarla) (Milyon TL.)	İhracat (Cari fiyat- larla) (Milyon TL.)	Toptan eşya fiyat indeksi (1968=100)	İhracat fiyat indeksi (TL.) (1968=100)
1950	38506	11428	1144	738	37	29
1951	43446	11579	1255	879	43	29
1952	48621	11733	1804	1016	42	31
1953	54091	11888	2040	1109	43	29
1954	52480	12045	2473	938	32	30
1955	56642	12205	3035	877	35	41
1956	58428	12359	3366	854	41	40
1957	62995	12514	3906	967	48	42
1958	65844	12672	4904	692	55	57
1959	68521	12831	6691	991	67	72
1960	70869	12993	7516	1721	69	71
1961	72286	13104	7843	3121	72	66
1962	76754	13216	8713	3431	76	72
1963	84619	13329	9665	3313	79	85
1964	87619	13443	10567	3697	80	88
1965	90368	13558	11747	4174	86	91
1966	101204	13655	15153	4415	90	97
1967	105461	13753	16555	4701	97	103
1968	112493	13852	19447	4468	100	100
1969	118594	13951	21707	4832	107	101
1970	125425	14051	27005	6408	114	118
1971	138185	14430	31736	9090	133	155
1972	148477	14819	40360	11860	157	172
1973	156458	15218	52801	18037	189	219
1974	168013	15629	76121	21197	245	295
1975	181383	16050	101757	20075	297	306
1976	195751	16277	152617	30775	311	343
1977	203358	16508	193514	31338	432	421
1978	209183	16742	235359	55358	590	609
1979	208343	16979	414677	75744	966	987
1980	206121	17219	690322	221498	2003	2715
1981	214672	17463	1218097	530716	2739	3897
1982	224543	17710	1646000	937311	3431	5563
1983	231793	17961	2181000	1298945	4483	7001

Kaynak : DİE (1983), DİE (1984), DİE (1985), Maliye Bakanlığı, 1985 Yıllık Ekonomik Rapor.

EK 2
REGRESYON ANALİZİNDE KULLANILAN VERİLER

Yıllar	Reel GSMH'nın yıllık değişim oranı	Faal nüfus değişim oranı	Reel gayri safi sabit sermaye teşekkülünün GSMH'daki payı	Reel ihracatta değişimin GSMH'daki payı	Regresyonla elde edilen hata terimi kareleri
	(Y)	(L)	(I)	(X)	(u _t ²)
1951	12.83	1.32	10.23	1.12	24.49
1952	11.91	1.32	12.60	0.51	24.79
1953	11.25	1.32	11.45	1.01	14.65
1954	-2.98	1.32	14.45	-1.33	80.42
1955	7.93	1.32	14.41	-1.74	3.95
1956	3.15	1.26	13.83	-0.01	10.18
1957	7.82	1.26	12.79	0.27	1.13
1958	4.52	1.26	12.74	-1.65	3.89
1959	4.07	1.26	14.02	0.24	5.01
1960	3.43	1.26	14.75	1.48	7.82
1961	2.00	0.86	14.60	3.19	16.67
1962	6.18	0.86	15.81	0.05	1.00
1963	10.25	0.86	15.06	-1.02	24.58
1964	3.54	0.86	15.27	0.35	3.53
1965	3.14	0.86	15.76	0.43	4.47
1966	11.99	0.72	17.14	-0.03	55.71
1967	4.21	0.72	16.85	0.01	0.18
1968	6.67	0.72	17.29	-0.09	4.87
1969	5.42	0.72	17.38	0.27	0.88
1970	5.76	0.72	18.27	0.52	2.44
1971	10.17	2.70	16.48	0.31	9.71
1972	7.45	2.70	16.76	0.70	0.19
1973	5.38	2.70	17.04	0.83	2.40
1974	7.39	2.70	17.82	-0.63	0.92
1975	7.96	2.70	18.99	-0.34	3.66
1976	7.92	1.42	22.61	1.23	19.36
1977	3.89	1.42	22.17	-0.75	0.27
1978	2.86	1.42	18.23	0.79	4.77
1979	-0.40	1.42	18.85	-0.68	25.01
1980	-1.07	1.42	15.56	0.23	48.99
1981	4.15	1.42	18.59	2.54	1.04
1982	4.60	1.42	18.84	1.44	0.10
1983	3.23	1.42	18.99	0.74	2.34

Kaynak : EK 1'deki tablodan yararlanılarak hesaplanmıştır.

