

ZAMAN SERİSİ ANALİZLERİNDE TESADÜFİ (RANDOM) DALGALANMALARIN ve BELİRSİZLİK ÖLÇÜSÜNÜN TAHMİN EDİLMESİ

Ergün KİP (1)

Ö Z E T

Fiyat, verim ve üretim gibi zaman serileri sistematik (trend) ve tesadüfi (random) olmak üzere iki bileşene ayrılabilir. Zaman serisinden belirli yöntemlerle ayrılan tesadüfi bileşenden hesaplanan bazı istatistikler (standart, sapma, değişkenlik katsayısı gibi) söz konusu zaman serisine ait belirsizlik ölçüsü olmaktadır. Araştırmada 1950 — 1973-dönemi Türkiye buğday verim serisi ele alınarak trend, trendden sapmalar ve otokorelasyon testleri yardımıyla tesadüfi bileşen ayrılmakta ve bu bileşenden hesaplanan değişkenlik katsayısı buğday verimine ait belirsizlik ölçüsü sayılmaktadır.

I— G İ R İ Ş

Tarımsal üretimin doğal koşullara çok bağlı ve bu koşullardan en fazla etkilenen bir üretim faaliyeti olduğu bilinmektedir. Her ne kadar tarımsal üretimi doğal koşulların etkisinden kurtarmak için sulama, gübreleme, zirai mücadele gibi çeşitli tedbirlere başvurulmakta ise de tarım halâ büyük ölçüde üreticinin kontrolü altında olmayan dış değişkenlerin — yağış miktarı, yağış rejimi, ısı ve yağış ilişkisi, rüzgar ve don-

lar, bitki ve hayvan hastalıkları gibi — etkisi altında bulunmaktadır. Bu bakımdan tarım dışında herhangi bir sektörde çalışan bir müteşebbis için muayyen bir teknikle üretim fonksiyonunu bilmek nisbeten kolay olduğu halde, müteşebbisin kontrolü altında olmayan bu dış değişkenlerin üretim üzerindeki etkisi dolayısıyla, bu imkan tarımsal müteşebbis bakımından varit değildir (2). Tarımsal üretimdeki dalgalanmalar, di-

1/ Atatürk Üniversitesi, Ziraat Fakültesi Zirai Ekonomi Bölümü Doçenti.

2 Gülten, Kazgan, "Türkiye Ziraatında Belirsizlik : Mahiyeti ve İktisadi Tesirleri," İst. Üni. İktisat Fak. Mecmuası, Cilt: XX, No. 1—4'den ayrı .bası, Sermet Matbaası, İstanbul, 1960.

ğer bazı faktörlerin de yardımıyla, tarım ürünleri fiyatlarına yansımak ve tarımsal fiyatlar diğer fiyatlardan çok daha şiddetle dalgalanmaktadır.

Tarım ürünleri verim ve fiyatlarında yıldan yıla görülen şiddetli dalgalanmalar, bu sektörde zaten düşük olan gelirlerin istikrarsız bu seyir takip etmesine sebep olduğu gibi, münferit çiftçi yönünden de bir verim, fiyat ve gelir belirsizliği doğurmaktadır. Bu durum ise, tarımsal üretimin çiftçiler tarafından rasyonel bir biçimde plânlanmasını güçleştirmektedir.

Tarımsal üretimdeki dalgalanmaların başlıca nedeni, bu üretim dalında verim, fiyat ve gelirlerin birçok egzozen faktör tarafından öngörülemeyen veya "tesadüfi" bir tarzda etkilenmeleridir. Münferit üretici için önemli olan nokta; verim, fiyat ve gelirlerde yıldan yıla ortaya çıkan toplam değişimin ne nisbetinin "tesadüfi" veya öngörülemeyen, ne nisbetinin de "sistemik"

veya öngörülebilir değişim olduğudur. Birincisi, teknolojik gelişmeleri ve enflasyon ve fiyat konjonktürleri gibi uzun dönem ekonomik trendleri içine alan öngörülebilir kısım; ikincisi de, normal olarak doğal koşullardaki değişimlerden ileri gelen tesadüfi veya öngörülemeyen kısımdır. Bir sonraki yıla ait üretim plânlamaları yapan çiftçiler için fiyat, verim ve gelirlere ait cari düzeyleri etkileyen (yani bir düzeyden sapmalara yol açan) tesadüfi değişkenlik daha önemlidir. Zira, geleceğin karanlık olmasına veya plânlamaların gerçek bilgilere değil tahminlere dayandırılmasına bu tesadüfi bileşen sebep olmaktadır. Herhangi bir olayın belirli bir yıldaki tesadüfi bileşen kısmını tahmin etmek mümkün değilse de bu tesadüfi bileşene ait dağılımın parametrelerini (ortalama, varyans ve standart sapma gibi) tahmin etmek mümkün olmaktadır. Bu parametreler ise, geleceğe dair kararlara ışık tutan birer ölçü olarak kullanılabilir.

II—MATERYAL ve METOD

A. MATERYAL

Araştırmada kullanılan veriler Türkiye düzeyinde buğdayın hektara verim serisi olup Devlet İstatistik Enstitüsü kaynaklarından derlenmiştir. Araştırma dönemi olarak da 1950—73 yılları kabul edilmiştir.

B. METOD

Zaman serilerinde tesadüfi bileşen sistemik bileşen etrafında birtakım dalgalanmalar (yani, beklenen değer-

ler dışındaki sapmalar) şeklinde görüldüğüne göre, tesadüfi bileşeni tahmin edebilmek için önce sistemik bileşenin tesbit edilmesi gerekmektedir. Zaman serilerinde sistemik bileşeni (ve dolayısıyla bu bileşenden sapmaları) ampirik olarak tayin edebilmek için muhtelif usuller bulunmaktadır. Çoğunlukla bilinen bir teknik, zaman serisine ait sistemik bileşeni uygun bir trend çizgisi ile ortaya çıkararak, bu trend etrafındaki dalgalanmaların tesadüfi bileşeni temsil ettiğini kabul et-

mektir (1). İkinci bir metod olarak, sistematik bileşenin her yıl bir önceki yıllara aynı olduğunu kabul etmektir. Bu durumda tesadüfi bileşen, eldeki verilerin birinci derece farkları olmaktadır (2). Üçüncü bir usulde, sistematik bileşen uygun bir hareketli ortalama ile tesbit edilmekte ve bu hareketli ortalamadan sapmalar ise tesadüfi bileşen olarak kabul edilmektedir. Nihayet herhangi bir seri, bir genel indeks yardımıyla "reel" değerleri yansıtan bir "irca edilmiş" seriye dönüştürülebilir ve irca edilmiş serinin uzun—dönem ortalamasından sapmalar da tesadüfi bileşeni temsil eder.

Zaman serilerinde tesadüfi bileşeni ayırabilmek amacıyla kullanılan bu yöntemlerden her birinin lehinde ve aleyhinde bir takım fikirler ileri sürülmektedir. Burada, araştırmamızın amacı yönünden, uygun olduğu düşünülen ve yukarıdakilerden daha uzun ve karmaşık bir yöntem kullanılmaktadır. Bu yöntem, zaman serilerinin sistematik bileşeninin (yani teknolojik trend, genel fiyat düzeyi, vs.) linear, polinomial veya diğer şekillerde bir matematiksel fonksiyonla temsil edilip edilemeyeceği araştırılmakta, elde edilen sonuca göre farklı yollarla serilerdeki sistematik bileşen ayrılmakta ve belirsizlik ölçüsü olan tesadüfi bileşen ortaya çıkarılmaktadır. Bu yöntemde takip edilen yol aşağıdaki gibi ifade edilebilir :

1) Araştırmaya tabi tutulan orijinal verilerdeki (Y serisi diyelim) sıra korelasyon katsayısı (3).

$$r_s = \frac{\sum t \theta - \frac{(\sum t)^2}{n}}{\sqrt{\sum t^2 - \frac{(\sum t)^2}{n}} \sqrt{\sum \theta^2 - \frac{(\sum \theta)^2}{n}}}$$

formülüne veya Y serisinde eşit sayılar yoksa daha kısa yoldan

$$r_s = 1 - \frac{6}{n(n^2-1)} \sum (t-\theta)^2$$

formülüne göre hesaplanır. Bulunan sıra korelasyon katsayısına ait "t" değeri

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

formülünden hesaplanarak t — cetvelinde 0.01 ve/veya 0.05 önem seviyesine ve n—2 serbestlik derecesine tekabül eden kritik t_c değeriyle karşılaştırılır.

H₀ : ρ_s = 0 populasyon korelasyon katsayısı sıfırdır.

H₁ : ρ_s ≠ 0 populasyon korelasyon katsayısı sıfırdan farklıdır hipotezleri kurulduktan sonra,

t < -t_c veya t > t_c ise ρ = 0 hipotezi reddedilir, yani orijinal verilerde doğrusal bir trend vardır denir. -t_c ≤ t ≤ t_c ise ρ = 0 hipotezi kabul edilir, yani orijinal verilerde doğrusal bir trend yoktur denir.

1/ Earl. O. Heady, E.W. Kehrberg and E.H. Jebe, *Economic Instability and Choices Involving Income and Risk in Primary or Crop Production*, Iowa Agr. Exp. Sta. Res. Bul. 404, Ames, Iowa, Jan., 1954.

2/ William Kling, "Determination of Relative Risks Involved in Growing Truck Crops," *Jour. of Farm Econ.* Vol. 24, No. 3, Ağust, 1942, s. 694—698.

3/ Werner Z. Hirsch, *Introduction to Modern Statistics*, The MacMillan Company, New York, 1963.

2) r_s önemli çıkmadığı, yani orijinal verilerde doğrusal bir trend olmadığı sonucuna varıldığı takdirde yatay ekseninde zamanı (X) ve düşey ekseninde Y'leri işaretlemek suretiyle orijinal verilerin grafiği çizilir. Grafikteki temayülün bir parabolü andırıp andırmadığı incelenir. Eğer ortaya çıkan şekil bir parabolü andırıyorsa,

$Y = a + bX + cX^2$ denkleminin tahmin edilmesi gerekir. Denklemdaki a, b ve c katsayıları en küçük kareler parabolü için

$$\begin{aligned}\sum Y &= a.n + b \sum X + c \sum X^2 \\ \sum XY &= a \sum X + b \sum X^2 + c \sum X^3 \\ \sum X^2Y &= a \sum X^2 + b \sum X^3 + c \sum X^4\end{aligned}$$

normal denklemlerinin simultane çözümünüyle hesaplanır (1).

Eğer orijinal verilere göre çizilen grafik bir parabolü andırmıyorsa trend değerleri $Y = \bar{Y}$, yani uzun dönem ortalaması olarak kabul edilir.

3) r_s önemli çıktığı, yani orijinal verilerde doğrusal bir trend olduğu sonucuna varıldığı, takdirde orijinal verilerin birinci derece farkları teşkil edilir.

$$\Delta_1^1 = Y_2 - Y_1$$

$$\Delta_2^1 = Y_3 - Y_2$$

$$\Delta_3^1 = Y_4 - Y_3$$

:

Bu birinci derece farklarının (Δ^1 lerin) teşkil ettiği serinin r_s' sıra korelasyon katsayısı (1) deki formülle hesaplanır ve

$$H_0 : \rho_s' = 0$$

$$H_1 : \rho_s' \neq 0$$

hipotezi test edilir. Eğer test sonucu $\rho_s' = 0$ kabul edilirse, yani trend yoksa, orijinal verilere $\hat{Y} = a + bX$ denklemi uygulanır (2) ve a ve b katsayıları

$$b = \frac{\sum XY}{\sum X^2}, a = \bar{Y} - b\bar{X}$$

formüllerinden hesaplanır (3). Eğer test sonucu $\rho_s' = 0$ reddedilirse, yani trend varsa, bu defa orijinal verilere $\log \hat{Y} = a + b \log X$ denklemi uygulanır. Ancak bu durumda zamanı gösteren X değerlerinin incelemeye tabi tutulan dönem başlangıcından itibaren 1, 2, 3, ..., n şeklinde tertiplenmesi gerekir, zira ek-silerin ve sıfırın logaritması alınmaz. a ve b katsayıları

$$\sum \log Y = n.a + b \sum \log X$$

$$\sum \log x \log Y = a \sum \log x + b \sum (\log x)^2$$

normal denklemlerinin simultane çözümünüyle bulunur.

(1) Eğer zaman değişkeninde $X = 0$ tam orta yıla tekabül ediyorsa, yani $\sum X = 0$ ise,

$$\sum Y = na + c \sum X^2$$

$$\sum XY = b \sum X^2$$

$$\sum X^2Y = a \sum X^2 + c \sum X^4$$

normal denklemleri kullanılır, zira $\sum X = 0$ e $\sum X^3 = 0$ dir.

(2) Birinci derece farklarından r_s lerin hesaplanmasının sebebi şudur: a) r_s' lerde trend yoksa orijinal verilerde doğrusal bir trend, b) pozitif bir trend varsa orijinal verilerde gittikçe artan bir trend, c) negatif bir trend varsa orijinal verilerde gittikçe azalan bir trendin mevcudiyeti ortaya çıkacaktır.

(3) Zaman değişkeninde $X = 0$ tam orta yıla tekabül ettiği, yani $\sum X = 0$ olduğu takdirde.

4) Orijinal verilerde bu verilere $\hat{Y} = a + bX$ veya $\log \hat{Y} = a + b \log X$ denklemlerinden birinin uygulanması sonucu tahmin edilen \hat{Y} değerleri arasındaki farklar, $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ lar, tertiplenir ve bu e_t lerde otokorelasyon katsayıları hesaplanarak otokorelasyon bulunup bulunmadığı test edilir. Otokorelasyon katsayısı

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

şeklindeki Durbin-Watson "d" istatistiği (1) yardımıyla hesaplanır ve yine Durbin-Watson test tablosunda belirli serbestlik dereceleri ve bağımsız değişken sayılarına göre verilen alt ve üst sınır değerleri ile karşılaştırılır. e_t lerde üç gecikmeliye kadar (yani 1., 2. ve 3. derece farkları) otokorelasyon çıkmadığı takdirde e_t ler eldeki zaman serisinin tesadüfi bileşeni olarak kabul edilir.

5) e_t lerde üç gecikmeliye kadar otokorelasyon çıktığı takdirde orijinal X ve Y verilerinde birinci derece farkları teşkil edilir. Bu farklara $\hat{Y} = a + bX$ denklemi uygulanarak a ve b katsayıları 3. kademedeki formüller yardımıyla tahmin edilir. Y_t lere ait 1. derece

$$S_Y = \sqrt{\frac{\sum Y^2 - \frac{(\sum Y)^2}{n}}{n-1}}$$

küçük çıkması gerekir.

7) Yukarıda açıklandığı şekilde elde edilen I_t 'lerde de otokorelasyon

farkları (Y_t') ile bu denklem vasıtasıyla tahmin edilen \hat{Y}_t' değerleri arasındaki farklar, yani $e_t' = Y_t' - \hat{Y}_t'$ lar, teşkil edilir.

6) 4. kademede orijinal verilere $\hat{Y} = a + bX$ veya $\log \hat{Y} = a + b \log X$ denklemlerinden birinin uygulanması sonucu tahmin edilen e_t bakiyeleri ile 5. kademede tahmin edilen e_t' bakiyeleri arasındaki farklar, yani $I_t = e_t - e_t'$ lar, teşkil edilir. Eldeki zaman serisinin tesadüfi bileşenine ulaşıp ulaşılamadığından iyice emin olmak için I_t 'lerde tekrar otokorelasyon testi yapılır. Otokorelasyon çıkmazsa zaman serisinin tesadüfi bileşenine varıldığı söylenebilir. Bu durumda,

$$S_I = \sqrt{\frac{\sum I^2}{n-k}}$$

formülü yardımıyla tesadüfi bileşenin (I) standart sapması,

$$V_I = \frac{S_I}{\bar{Y}} \times 100$$

formülü yardımıyla de değişkenlik katsayısı hesaplanır. Bu katsayı belirsizliğin bir ölçüsü olarak kabul edilebilir. Zaman serisinin tesadüfi bileşenine varıldığı takdirde, bu şekilde hesaplanan değişkenlik katsayısının orijinal verilerin değişkenlik katsayısından

$$V_Y = \frac{S_Y}{\bar{Y}} \times 100$$

bulduğu takdirde e_t 'lerdeki arızı dalgalanmaları 1, 2, 1 tartıları vererek

1) J. Johnston, *Econometric Methods*, McGraw-Hill Book Company, Inc., New York, 1963.

üçlü hareketli ortalamalarla elimine ederek C'yi bulmak ve e_t-c'leri hesaplayıp I'ya varmak düşünülebilir.

III— SONUÇ VE TARTIŞMA

Belirsizlik ölçüsü olarak kabul edilen değişkenlik katsayısına ulaşabilmek için yapılması gereken bütün tahmin ve hesaplamalar araştırmanın metod kısmında teorik olarak açıklanmıştır. Şimdi de verilen bu metodun Türkiye düzeyinde 1950—1973 dönemi

$$r_s = 1 - \frac{(6)(1272)}{24(24^2-1)} = 1 - \frac{7632}{13800} = 1 - 0.553043 = 0.446957$$

olarak bulunur. Bu sıra korelasyon

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} = 0.446957 \sqrt{\frac{22}{1-(0.446957)^2}} = 0.446957 (5.2433) = 2.3435$$

bulunur.

$$H_0 : \rho_s = 0$$

H₁ : ρ_s ≠ 0 hipotezi test edilir.

t_{0.05 (22 s.d.)} = 2.074 ve dolayısıyla,

t_{hesap.} > t_{cetyel}, yani 2.3435 > 2.074 olduğundan ρ = 0 hipotezi reddedilir, yani ρ ≠ 0 olup orijinal verilerde doğrusal bir trend vardır.

2) r_s önemli çıktığı, yani orijinal verilerde doğrusal bir trend olduğu

buğday verim serisine uygulanışını, metod kısmında olduğu gibi, kademe kademe ilerliyerek görelim. Aşağıdaki kademelerin Tablo 1'de verilen hesaplamalarla paralel olarak takip edilmesi uygulamanın daha iyi anlaşılmasına yardım edebilir.

1) 1950—73 dönemi buğday verim serisi (Y) nin sıra korelasyon katsayısı Y'de eşit rakamlar bulunmadığından

$$r_s = 1 - \frac{6}{n(n^2-1)} \sum (t-\theta)^2$$

formülüne göre,

katsayısına ait "t" değeri,

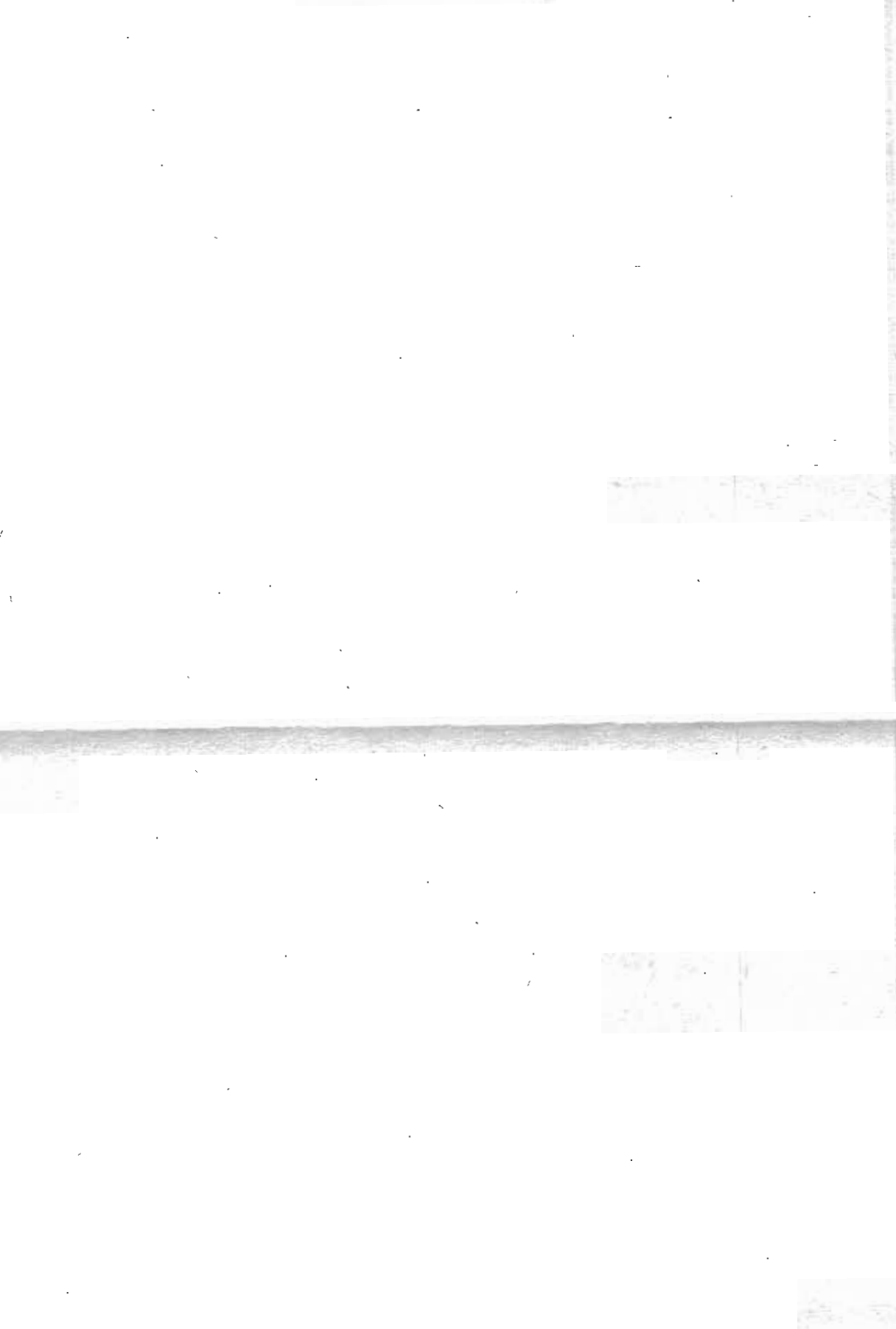
sonucuna varıldığı için, orijinal verilerin birinci derece farklarını alıyor ve bu farkların teşkil ettiği serinin sıra korelasyon katsayısını hesaplıyoruz. ΔY_t'de eşit rakamlar bulunduğundan sıra korelasyon katsayısı

$$r_s = \frac{\sum t\theta - \frac{(\sum t)^2}{n}}{\sqrt{\sum t^2 - \frac{(\sum t)^2}{n}} \sqrt{\sum \theta^2 - \frac{(\sum \theta)^2}{n}}}$$

$$= \frac{2946 - \frac{76176}{23}}{\sqrt{4324 - \frac{76176}{23}} \sqrt{3831 - \frac{67081}{23}}} = -0.3805$$

olarak hesaplanır. Bu sıra korelasyon

katsayısına ait "t" değeri



$$t = r_s' \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s'^2}} = -0.3805 \sqrt{\frac{21}{1-0.1448}} = (-0.3805)(4.9554) = -1.8855$$

bulunur. Bundan sonra,

$$H_0 : \rho_s' = 0$$

$H_1 : \rho_s' \neq 0$ hipotezi test edilir.

$t_{0.01} (21 \text{ s.d.}) = 2.831$ ve dolayısıyla,

$-t_{\text{cetvel}} \leq t_{\text{hesap}} \leq t_{\text{cetvel}}$, yani $-2.831 < -1.8855 < 2.831$ olduğundan $\rho_s' = 0$ hipotezi kabul edilir, yani bi-

$$Y = \frac{\sum Y}{N} + \left(\frac{\sum XY}{\sum X^2} \right) X = \bar{Y} + \left(\frac{\sum XY}{\sum X^2} \right) X$$

formülüne göre,

$$Y_t = 1124.7083 + \left(\frac{30135}{4600} \right) X_t$$

$$Y_t = 1124.7083 + 6.5511 X_t$$

şeklinde tahmin edilir.

3) Orijinal Y_t verileri ile yukarıdaki trend denkleminde tahmin edilen \hat{Y}_t değerleri arasındaki farklar ($e_t = Y_t - \hat{Y}_t$) teşkil edilerek bu farklarda

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

Durbin — Watson "d" istatistiğine göre üç gecikmeliye kadar (yani 1., 2. ve 3. derece farklarında) otokorelasyon aranmış ve aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir.

$$d_1 = \frac{239,492}{484,903} = 0.4939$$

$$d_2 = \frac{233,036}{484,903} = 0.4806$$

rinci derece farklarında bariz bir trend yoktur. O halde, orijinal verilere $\hat{Y} = a + bX$ doğrusal trend denkleminin uygulanması gerekir. Trend denklemi, $X = 0$ tam orta yıla tekabül ettiğinden, yani $\sum X = 0$ olduğundan,

$$d_3 = \frac{240,729}{484,903} = 0.4964$$

Yukarıdaki sonuçlara göre her üç halde de otokorelasyon bulunmaktadır. Bu durumda, e_t bakiyeleri eldeki buğday verimine ait zaman serisinin tesadüfi bileşeni olarak kabul edilemez.

4) e_t 'lerde üç gecikmeliye kadar otokorelasyon bulunduğu için orijinal X ve Y verilerinin birinci derece farklarına $\hat{Y} = a + bX$ doğrusal trend denklemini uyguluyoruz. Trend denklemi,

$$Y = \bar{Y} + \left(\frac{\sum XY}{\sum X^2} \right) X$$

formülüne göre,

$$Y'_t = 11.5652 + \left(\frac{532}{92} \right) X'_t$$

$$Y'_t = 11.5652 + 5.7826 X'_t$$

şeklinde tahmin edilir. Bu denklemden, X'_t değerlerini yerine koymak suretiyle, \hat{Y}'_t değerleri hesaplanır. Y'_t ile \hat{Y}'_t de-

ğerleri arasındaki farklar ($e'_t = Y'_t - \hat{Y}'_t$) teşkil edilir. Bu farklarda Durbin—Wat-

son "d" istatistiğine göre otokorelasyon katsayısı,

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})}{\sum_{t=1}^n e_t^2} = \frac{2,160,214}{914,743} = 2.3615$$

Bu sonuca göre e'_t lerde otokorelasyon elimine edilmektedir.

5) 3. kademede orijinal verilere $\hat{Y} = a + bX$ denkleminin uygulanması sonucu tahmin edilen e_t bakiyeleri ile 4. kademede tahmin edilen e'_t bakiyeleri

arasındaki $I_t = e_t - e'_t$ farkları teşkil edilir (Bak. Tablo 1). Elimizdeki buğday verim serisinin tesadüfi (random) bileşenine ulaşip ulaşamadığımızdan iyice emin olmak için I_t 'lerin birinci derece farklarını da alarak tekrar bir otokorelasyon testi yapılır. Durbin—Watson "d" istatistiğine göre otokorelasyon katsayısı

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (I_t - I_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n I_t^2} = \frac{628,225}{498,928} = 1.2591$$

olarak hesaplanır. Bu sonuca göre I_t serisinde otokorelasyon yoktur, yani buğday verimi zaman serisinin tesadü-

fi bileşeni olarak kabul edilebilir. I_t serisinin standart sapması

$$S_1 = \sqrt{\frac{\sum I_t^2}{n - k}} = \sqrt{\frac{498,928}{23 - 2}} = 154.15$$

olarak hesaplanır. Buradan, belirsizlik

ölçüsü olan değişkenlik katsayısı

$$V_1 = \frac{S_1}{\bar{Y}} \times 100 = \frac{154.15}{1124.71} \times 100 = 0.1371 = \% 13.71$$

olarak bulunur. Bu değişkenlik katsayısının anlamı şudur : Oldukça uzun sayılabilecek bir dönem içinde (1950—73) buğday veriminde yıldan yıla ortalama verimin % 13.71'i kadar tesadüfi dal-

galanma, büyük bir çoğunlukla doğal koşullara bağlı, ortaya çıkmaktadır. Buğday verim serisinin tesadüfi bileşenine varıldığı takdirde, yukarıdaki gibi hesaplanan değişkenlik katsayısının ori-

jinal verilerin deęişkenlik katsayısından küçük çıkması gerekir.

Orijinal verilerde (Y_t) deęişkenlik katsayısını hesaplırsak,

$$S_Y = \sqrt{\frac{\sum Y^2 - \frac{(\sum Y)^2}{n}}{n - 1}} = \sqrt{\frac{31,041,363 - \frac{728,622,049}{24}}{23}} = \sqrt{29,657} = 172,2118$$

$$V_Y = \frac{S_Y}{\bar{Y}} \times 100 = \frac{172,2118}{1124,71} \times 100 = \% 15.31$$

bulunur. Orijinal verilerden hesaplanan deęişkenlik katsayısının tesadüfi bileşene ait deęişkenlik katsayısından küçük olduęu görülmektedir. Ancak, bu iki katsayısı arasında büyük bir fark bulunmaması, buğday veriminde yıldan yıla ortaya çıkan dalgalanmaların büyük bir çoęunlukla doğal koşullar-

daki tesadüfi deęişmelerin etkisiyle meydana geldiğini ifade etmektedir. Buğday veriminde artış veya eksiliş yönünden ortaya çıkması gereken sistematik bileşen (trend) pek önemli deęildir. Genellikle kuru ziraat şartları ve ilkel metodlarla üretilen buğday gibi bir üründe bu sonucun doğal sayılması gerekir.

IV—SUMMARY :

Estimation of Random Fluctuations and of the Measure of Uncertainty in Time Series Analysis.

Time series such as price, yield and production generally can be separated into two components : the predictable component, which includes technological advances and long-run economic trend, such as inflation and price cycles ; and the unpredictable component, which is normally associated with weather. When planning for the current years crop program, farmers are probably more interested in the unpredictable variability affecting current levels of prices, yields, and income. It is only this unpredictable or random component which is tried to be measured in this study.

Wheat yield per hectare in Turkey for the period of 1950—1973 is taken as a sample in this study. By certain trend and autocorrelation tests, the random component is separated from the series. By using this random component and the 1950—73 average wheat yield, a coefficient of random variation which is regarded as a measure of uncertainty, is computed. For example, the random variation (variation other than long—term trend) in wheat yield over the years has been 154.15 kg. per hectare. Average wheat yield for the period of 1950—1973 is 1124.71 kg. per hectare. Accordingly, the coefficient of random variation for wheat yield is $154.15/1124.71 = 0.1371$, or 13.71 per cent.

L İ T E R A T Ü R

DİE, Tarım İstatistikleri Özeti, 1972 ve 1973, ya. No. 684 ve 708, Devlet İstatistik Enstitüsü Matbaası, Ankara.

Heady Earl O., E.W. Kehrberg and E.H. Jebe, *Economic Instablity and Choices Involving Income and Risk in Primary or Crop Production*, Iowa Agr. Exp. Sta. Res. Bul. 404, Ames, Iowa, Jan., 1954.

Hirsch, werner, Z., *Introduction to Modern Statistics*, The MacMillan Company, New York, 1963.

Johnston, J., *Econometric Methods*, McGraw—Hill Book Company, Inc., New York, 1963.

Kazgan, Gülten, "Türkiye Ziraatında Belirsizlik : Mahiyeti ve İktisadi Tesirleri, "İst. Üni. İktisat Fak. Mec., Cilt : XX, No. 1—4'den ayrı bası, Sermet Matbaası, İstanbul, 1960.

Kling, William, "Determination of Relative Risks Involved in Growing Truck Crops," jour. of Farm Econ. Vol. 24, No. 3, August, 1942.