

**ÇEŞİTLİ ÖRNEKLEME YÖNTEMLERİNDE BASİT
DOĞRUSAL REGRESYON TAHMİN EDİCİLERİ
VE UYGULAMASI**

**SIMPLE LINEAR REGRESSION ESTIMATORS IN
VARIOUS SAMPLING METHODS
AND AN APPLICATION**

84772

Serdar DEMİR

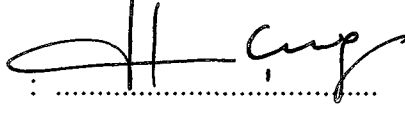
**TC. YÜKSEK ÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANİZASYON MERKEZİ**

**Hacettepe Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetmeliğinin
İstatistik Anabilim Dalı İçin Öngördüğü
BİLİM UZMANLIĞI TEZİ
Olarak Hazırlanmıştır.**

Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürlüğüne

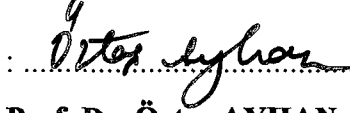
Bu çalışma, jürimiz tarafından İSTATİSTİK ANABİLİM DALI'nda BİLİM
UZMANLIĞI TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Başkan (Danışman)



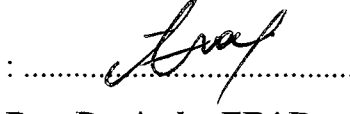
Prof. Dr. Hülya ÇINGİ

Üye



Prof. Dr. Öztaş AYHAN

Üye



Doç. Dr. Aydın ERAR

ONAY

Bu tez / / 1999 tarihinde Enstitü Yönetim Kurulunca belirlenen yukarıdaki jüri
üyeleri tarafından kabul edilmiştir.

..... / / 1999



Prof. Dr. Seyfi KULAKSIZ

FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ MÜDÜRÜ

ÖZET

Bu çalışmada, çeşitli örnekleme yöntemlerinde kitle ortalaması ve kitle toplamı tahmini için kullanılan basit doğrusal regresyon tahmin edicileri ve bu tahmin edicilerin varyans tahmin edicileri incelenmiştir.

Çalışmada, basit rasgele örneklemede, tabakalı örneklemede, çift örneklemede, büyüklüğe orantılı olasılıksal örneklemede, periyodik araştırmalarda, kontrollü örneklemede ve sıralı küme örneklemede kitle ortalaması, kitle toplamı ve varyanslarının tahmini için basit doğrusal regresyon tahmin edicileri incelenmiştir. Basit rasgele örnekleme yönteminde klasik regresyon tahmini, Kaur(1985)'un regresyon tahmini ve yansız bazı tahmin ediciler ile varyans tahmin edicileri ele alınmıştır. Çift örneklemede bir ve iki yardımcı değişkenden yararlanan basit doğrusal regresyon tahminleri ile varyans tahmin edicileri üzerinde çalışılmıştır. Büyüklüğe orantılı olasılıksal örneklemeyle dayalı olarak yansız tahminler veren iki örnekleme planı incelenmiştir(SS1 ve SS2). Periyodik araştırmalar kapsamında ise iki periyodlu çalışmalarda kullanılan basit doğrusal regresyon tahmin edicisi ele alınmıştır. Son olarak özellikle çevresel araştırmalarda maliyeti düşük olduğundan sık olarak kullanılan sıralı küme örnekleme yöntemi ve yöntemde basit doğrusal regresyon tahmini incelenmiştir.

Çalışmanın uygulama bölümünde, incelenen tahmin yöntemlerinden uygulanması olanaklı olanlar için Türkiye'nin 828 ilçesine ait gerçek verilerle uygulama yapılmıştır. Yapılan uygulamada, buğday ekili alan bilgisinden yararlanılarak ortalama ve toplam buğday üretim miktarı tahmin edilmek istenmiştir. Bunun için, yöntemler öncelikle tabakalar olarak alınan coğrafik bölgelere uygulanmış daha sonra tabakalı örneklemeyle dayalı olarak ayrı basit doğrusal regresyon tahmin sonuçları Türkiye için elde edilmiştir. Bulunan tahmin sonuçlarından, tabakalı basit rasgele örneklemeyle göreli duyarlılık(ya da etkinlik) değerleri hesaplanmıştır. Ayrıca tahmin sonuçları elde mevcut olan gerçek kitle değerleri(ortalama ve toplam buğday üretim miktarı) ile karşılaştırılarak sapma değerleri bulunmuştur.

Çalışmanın son bölümünde, uygulamada bulunan göreli duyarlılık ve sapma değerlerine dayalı olarak tartışma ve yorumlar yapılmıştır.

ABSTRACT

In this study, the simple linear regression estimators which are used to estimate mean and sum of population in various sampling methods and their variance estimators are considered.

The simple linear regression estimators of mean and sum of population and their variance estimators in simple random sampling, stratified sampling, double sampling, probability sampling proportional to size, repetitative surveys, controlled sampling and ranked set sampling are considered. Classical regression estimator, Kaur's regression estimator and some unbiased estimators and variance estimators in simple random sampling are examined. In double sampling, simple linear regression estimators with one and two auxiliary variable and variance estimators are considered. In repetitative surveys, simple linear regression estimator which is used for two occasion is examined. Ranked set sampling method which is used specially in environmental surveys because of its less cost is considered and estimation of simple linear regression is examined.

In the application chapter, the original data of 828 towns in Turkey have been applied to some of given estimation methods which are applicable. In application, it is tried to estimate of mean and sum amounts of wheat product using auxiliary information about cropped fields. For this purpose, in advance the geographic regions are taken as strata and then each method is applied to each strata. Estimations of mean and sum of wheat product in Turkey obtained in separate simple linear regression based on stratified sampling are obtained. Relative precision(or efficiency) values with respect to stratified simple random sampling is computed. Moreover, the deviation values between the estimations and present true population values of mean and sum of wheat product are calculated.

In the last chapter, discussion and comments depend on relative precision and deviation values obtained in previous chapter are given.

TEŞEKKÜR

Tez çalışmamım sonuca ulaştırılmasında ve karşılaştığım güçlüklerin aşılmasında yol gösterici olan danışmanım Sayın Prof. Dr. Hülya Çıngı'ya, uygulama için verilerin elde edilmesini sağlayan T.C.Başbakanlık D.İ.E. Tarım ve Sanayi İstatistikleri Dairesi Başkanı Sayın Emine Koçberber ve çalışanlarına, her türlü desteklerinden dolayı yakın arkadaşım Arş. Gör. Murat Büyükyazıcı'ya, değerli hocalarıma, arkadaşlarıma ve bugünlere ulaşmamda en büyük pay sahibi olan aileme teşekkür ederim.



İÇİNDEKİLER DİZİNİ

	<u>Sayfa</u>
ÖZET.....	iv
ABSTRACT.....	v
TEŞEKKÜR.....	vi
İÇİNDEKİLER DİZİNİ.....	vii
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	ix
ÇİZELGELER DİZİNİ.....	x
1. GİRİŞ.....	1
2. GENEL BİLGİLER.....	3
3. ÇEŞİTLİ ÖRNEKLEME YÖNTEMLERİNDE BASİT DOĞRUSAL REGRESYON TAHMİN EDİCİLERİ.....	6
3.1. Basit Rasgele Örneklemede Basit Doğrusal Regresyon Tahmini.....	6
3.1.1. Klasik Tahmin.....	6
3.1.2. Kaur'un Regresyon Tahmin Edicisi.....	15
3.1.3. Diğer Regresyon Tipi Tahmin Edicileri.....	20
3.1.4. Varyans Tahmin Edicileri.....	21
3.2. Tabakalı Örneklemede Basit Doğrusal Regresyon Tahmini.....	25
3.2.1. Ayrı Regresyon Tahmini.....	26
3.2.2. Birleşik Regresyon Tahmini.....	27
3.2.3. Varyans Tahmin Edicileri.....	28
3.3. Çift Örneklemede Regresyon Tahmini.....	31
3.3.1. Basit Doğrusal Regresyon Tahmini.....	32
3.3.2. Jackknife Varyans Tahmini.....	33
3.3.3. Bootstrap Varyans Tahmini.....	35
3.3.4. İki Yardımcı Değişken Kullanılarak Regresyon Tahmini.....	36
3.4. Büyüklüğe Orantılı Olasılıksal Örnekleme Planları Altında Basit Doğrusal Regresyon Tahmini.....	41
3.4.1. SS1 Örnekleme Planı Altında Basit Doğrusal Regresyon Tahmini.....	41

3.4.2. SS2 Örneklem Planı Altında Basit Doğrusal Regresyon Tahmini.....	43
3.5. Periyodik Araştırmalarda Regresyon Tahmini.....	44
3.5.1 İki Periyotta Örneklem ve Basit Doğrusal Regresyon Tahmininin Kullanılması.....	45
3.6. Kontrollü Örneklemde Regresyon Tahmini.....	47
3.7. Sıralı Küme Örneklemesi ve Basit Doğrusal Regresyon Tahmini.....	48
3.7.1 Sıralı Küme Örneklemesinin Basit Rasgele Örneklem ile Karşılaştırılması.....	53
3.7.2. Sıralı Küme Örneklemesi Uygulamalarındaki Sorunlar.....	54
3.7.3. Küme Büyüklüğü ve Kitle Dağılımını Etkisi.....	55
3.7.4. Sıralı Küme Örneklemesi Yönteminde Varyans Tahmini.....	56
3.7.5. Basit Doğrusal Regresyon Tahmini.....	57
4. UYGULAMA.....	66
4.1. Her Bölge için Sonuçlar.....	67
4.2. Tabakalı Örneklem Uygulaması	72
5. SONUÇ VE TARTIŞMA.....	75
KAYNAKLAR.....	77
EKLER	
EK-1. 1997 Yılı Buğday Ekili Alan(Hektar) Değişkeni için Kitle Verileri	
EK-2. Buğday Ekili Alan ve Ürün Miktarı Değişkenleri için BRÖ Örneklem Verileri	
EK-3. Buğday Ekili Alan ve Ürün Miktarı Değişkenleri için Çift Örneklemde Altörneklem Verileri	
EK-4. Buğday Ekili Alan ve Ürün Miktarı Değişkenleri için Regresyon İçi Regresyon Örneklem Verileri	
EK-5. Buğday Ekili Alan ve Ürün Miktarı Değişkenleri için SS1 Örneklem Planı Verileri	
EK-6. Buğday Ürün Miktarı Değişkenleri için Periyodik Araştırma Olarak 1996 ve 1997 Yılı Örneklem Verileri	
EK-7. Buğday Ekili Alan ve Ürün Miktarı Değişkenleri için SKÖ Örneklem Verileri Seçimi	

ŞEKİLLER DİZİNİ

<u>Şekil</u>	<u>Sayfa</u>
3.1 Sıralı küme örnekleme planı.....	50
3.2 Artı şekli.....	55
3.3 Dairesel çerçeve.....	55



ÇİZELGELER DİZİNİ

<u>Çizelge</u>	<u>Sayfa</u>
3.1 Sıralı Küme Örneklemi Birimlerinin Seçim Aşamalarındaki Değerleri.....	51
4.1 Yardımcı değişken(buğday ekili alan miktarı) kitle bilgileri.....	67
4.2 Tabakalara göre örneklem büyüklükleri.....	67
4.3 BRÖ için ekili alan miktarı yardımıyla ortalama ve toplam buğday ürün miktarı tahmini sonuçları.....	67
4.4 BRÖ’de Kaur’un regresyon tahmini için ekili alan miktarı yardımıyla ortalama ve toplam buğday ürün miktarı tahmini sonuçları.....	68
4.5 BRÖ’de Williams’ın regresyon tahmini için ekili alan miktarı yardımıyla ortalama ve toplam buğday ürün miktarı tahmini sonuçları.....	68
4.6 BRÖ’de Sahoo ve arkadaşlarının tahmini için ekili alan miktarı yardımıyla ortalama ve toplam buğday ürün miktarı tahmini sonuçları.....	69
4.7 BRÖ’de Sahoo ve arkadaşlarının tahmini için ekili alan miktarı yardımıyla ortalama ve toplam buğday ürün miktarı tahmini sonuçları.....	69
4.8 Çift örneklemede ekili alan miktarı yardımıyla ortalama ve toplam buğday ürün miktarı tahmini sonuçları.....	70
4.9 Çift örneklemede regresyon içi regresyon tahmini için ekili alan miktarı yardımıyla ortalama ve toplam buğday ürün miktarı tahmini sonuçları.....	70
4.10 SS1 örnekleme planı için ekili alan miktarı yardımıyla ortalama ve toplam buğday ürün miktarı tahmini sonuçları.....	71
4.11 Periyodik araştırmalarda tahmin için bulunan ortak ve farklı altörneklem büyüklükleri.....	71
4.12 Periyodik araştırma kapsamında ekili alan miktarı yardımıyla ortalama ve toplam buğday ürün miktarı tahmini sonuçları.....	72
4.13 Sıralı küme örnekleme için ekili alan miktarı yardımıyla ortalama ve toplam buğday ürün miktarı tahmini sonuçları.....	72
4.14 Tabakalı örneklemede ekili alan yardımıyla, ortalama ve toplam buğday ürün miktarı için ayrı regresyon tahmini sonuçları.....	73
4.15 Tabakalı Örneklemede, Ayrı Basit Doğrusal Regresyon Tahminine göre Göreli Duyarlılık (ya da Göreli Etkinlik) Değerleri.....	74
4.16 Tabakalı Örneklemede Ekili Alan Yardımıyla, Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı İçin Ayrı Regresyon Tahmini Sonuçları ile Gerçek Kitle Değerleri Arasındaki Sapma Değerleri.....	74

BİRİNCİ BÖLÜM

1.GİRİŞ

Örnekleme yöntemleri ile ilgili olarak yapılan çalışmalarda, tahmin yöntemleri konusu oldukça geniş yer almaktadır. Yapılan çalışmalar, özellikle tahminlerin duyarlılıklarının(ya da etkinliklerinin) artırılması yönündedir. Veri yapısına uygun olan örnekleme yöntemi ile birlikte etkili bir tahmin edicinin kullanılması tahmin sonuçlarının daha iyi olmasını sağlamaktadır. Bunun için tahmin ediciler ile ilgili olarak yapılan çalışmalar süreklilik taşımaktadırlar. Tahminlerin duyarlılığını arttırmak için izlenen yollardan birisi de var olan yardımcı bilgiden en uygun biçimde yararlanmaktır. Yardımcı bilgiyi kullanan tahmin yöntemlerinden oran ve doğrusal regresyon tahmin yöntemleri en sık olarak kullanılan ve en çok çalışılan tahmin yöntemleridir. Örnekleme yöntemlerinde bu tahmin yöntemlerinin kullanılması özellikle Cochran(1963) tarafından ayrıntılı olarak incelenmiş ve halen günümüzde temel kaynak olarak alınmaktadır.

Bu çalışmada, yardımcı bilgiyi kullanan temel tahmin yöntemlerinden birisi olan basit doğrusal regresyon tahmini ele alınmaktadır. Bunun için, günümüze kadar yapılan çalışmalar incelenmiş ve geniş kapsamlı bir çalışma ortaya çıkarılmıştır. İncelenen basit doğrusal regresyon tahmin edicileri kitle ortalaması, toplamı ve varyanslarının tahminleri için çeşitli örnekleme yöntemlerinde kullanılan tahmin edicilerdir. Çalışmanın kuramsal kısmına, temel örnekleme yöntemi olan basit rasgele örnekleme ile başlanmış ve son yıllarda çevresel ve ekolojik çalışmalarda kullanılmasıyla dikkat çeken sıralı küme örnekleme ile sonuçlandırılmıştır. Kuramsal bilginin daha faydalı olması için gerçek verilerle bir uygulama yapılmıştır. Böylece yöntemlerin nasıl uygulanabildiği daha kolayca anlaşılacağı düşünülmektedir.

İlk olarak basit rasgele örnekleme yöntemi için kullanılan basit doğrusal regresyon tahmin edicileri ile ilgili çalışmalar, örnekleme yöntemlerinin çeşitliliğinin artmasıyla beraber sürekli olarak devam etmiştir. Basit rasgele ile başlayan bu süreç, tabakalı örnekleme, çift örnekleme, olasılıksal örnekleme yöntemleri ile devam etmiştir. Bu temel yöntemlerin yanısıra periyodik araştırmalarda da basit doğrusal regresyon tahmin edicileri önem kazanmıştır. Bu önem, yukarıda da bahsedilen maliyet düşük

olması nedeniyle kullanılan sıralı küme örneklemesinde de kendini göstermektedir. Ayrıca son yıllarda, çeşitli örnekleme yöntemlerinde basit doğrusal regresyon tahmin edicileri ilgili olarak kitle ortalamasının varyans tahminine ilişkin çalışmalara raslanılmaktadır. Özellikle, bootstrap ve jackknife gibi tekrarlı örnekleme yöntemlerinde (**resampling**) varyans tahmin edicileri ile ilgili çalışmaların yoğunluk kazandığı görülmektedir. Bu çalışmalar hakkında da bilgi verilmesi amacıyla, çalışmada bunlara da yer verilmektedir.

Çeşitli örnekleme yöntemlerinde basit doğrusal regresyon tahmin edicileri ile ilgili olarak yapılan çalışmaların incelenmesiyle, yapılacak çeşitli araştırmalarda daha iyi tahminlerin yapılması olanaklı olacaktır. Bununla beraber, gerçek veriler ile yapılan uygulamada daha önceki çalışmalardan farklı olarak bazı yöntemlerin tabakalı örnekleme için uygulaması gerçekleştirilmektedir. Bu uygulamanın gelecekte yapılacak uygulamalı çalışmalara oldukça faydalı olacağı beklenmektedir.



İKİNCİ BÖLÜM

2.GENEL BİLGİLER

Örnekleme yöntemlerinde, tahminlerin duyarlılığının yada etkinliğinin artırılması için yardımcı bilgiden sık sık yararlanılmaktadır. Tahminlerin birbirlerine göre üstünlüklerinin belirlenmesi için görelî duyarlılık(GD) ya da görelî etkinlik(GE) ölçütleri örnekleme teorisinde yaygın olarak kullanılan ölçütlerdir. Görelî duyarlılık ve görelî etkinlik,

$$GD(\bar{y}_1, \bar{y}_2) = \frac{V(\bar{y}_2)}{V(\bar{y}_1)} \quad (2.1)$$

$$GE(\bar{y}_1, \bar{y}_2) = \frac{HKO(\bar{y}_2)}{HKO(\bar{y}_1)} \quad (2.2)$$

biçimdedir. İkinci eşitlikte hata kareler ortalaması(HKO),

$$\begin{aligned} HKO(\bar{y}) &= E(\bar{y} - \bar{Y})^2 \\ &= V(\bar{y}) + Y_{an}^2 \end{aligned} \quad (2.3)$$

olarak ifade edilir. Burada $\bar{y}$ ile örneklem uzayındaki her bir örneklemin ortalaması ifade edilmektedir. Bilindiği gibi tahmin edici yansız olduğunda hata kareler ortalaması, varyansa ($V(\bar{y})$) eşit olmaktadır. Yapılan çalışmalarda tahmin edicilerin yansızlığı da arzu edilen bir özelliktir.

Örnekleme yöntemlerinde, tahmin ediciler ile ilgili olarak yapılan çalışmalarda genellikle yukarıda değinilen ölçütler değerlendirmelerde kullanılmaktadır. Yardımcı bilginin kullanımı ile ilgili çalışmalarda da bu ölçütler kullanılarak karşılaştırmalar yapılmış ve yapılmaktadır.

Yardımcı bilgiden yaralanan temel tahmin edicilerden biri olan basit doğrusal regresyon tahmin edicisi ile ilgili çalışmalar da bu biçimde günümüze kadar devam etmiştir. Özellikle Cochran(1977) temel kaynak olarak alınmakta ve tahmin edicilerin karşılaştırılmasına ilişkin çalışmalar yapılmıştır. Bunları dışında, bazı

4

çalışmalarda da araştırmacılar tarafından çeşitli tahmin ediciler önerilmiş, deneysel çalışma sonuçları verilmiştir.

Günümüze kadar basit doğrusal regresyon tahmin edicisi ile ilgili olarak aşağıdaki gibi bir ön bilgi verilebilir.

Basit rasgele örneklemede(BRÖ), basit doğrusal regresyon tahmini(klasik tahmin) iyi bilindiği gibi Cochran(1963) tarafından geniş biçimde ele alınmıştır. Çalışmalarında kitle ortalaması, kitle toplamı ve varyans tahminlerini incelemiştir. Basit rasgele örneklemede kitle ortalaması tahmini için bir yansız tahmin edici Williams(1963) tarafından sunulmuştur. Bir başka basit doğrusal regresyon tahmin edicisi ise Kaur(1985) tarafından ele alınmış, varyansının klasik tahminden daha küçük olabildiği gösterilmiştir. Kaur'un çalışmasına ilişkin bir çalışma Menendez and Reyes(1997) tarafından yapılmıştır. Sahoo et all.(1995) tarafından önerilen tahmin edicilerde ise bilinen b regresyon katsayısı yerine farklı iki b katsayısı kullanılmıştır.BRÖ'de basit doğrusal regresyon tahmin edicilerinin varyansları ile ilgili olarak Royall(1970), Royall and Cumberland(1987), Deng and Wu(1987), Kott(1990) ve Chaudhuri(1992) tarafından çalışmalar yapılmıştır.Jackknife ve boottrap tahmin yöntemlerine Des Raj(1998) da kitabında yer vermiştir.

Tabakalı örneklemede, basit doğrusal regresyon tahmini ayrı ve birleşik regresyon tahminleri olarak Cochran(1963) tarafından ele alınmış, Wu(1985) ve Valliant(1987) tarafından da varyans tahmin edicileri incelenmiştir.

Cochran(1963) tarafından ele alınan çift örneklemede basit doğrusal regresyon tahmini ile ilgili olarak, iki yardımcı değişkenin kullanılarak basit doğrusal regresyon tahmini yapılması Kiregyera(1984) tarafından çalışılmıştır. Çift örneklemede basit doğrusal regresyon tahmin edicisinin varyans tahminleri ile ilgili çalışmalar Dorfman(1994) ve Sitter(1997) tarafından yapılmıştır.

Singh and Srivastava(1980) tarafından yapılan çalışmada, büyüklüğe orantılı olasılıksal örnekleme planları ile yansız basit doğrusal regresyon tahmin edicileri ele alınmıştır.

Cochran(1963), tarafından ele alınan periyodik çalışmalarda, iki periyod için basit doğrusal regresyon tahminine Hedayat and Sinha(1991) ve Raj and Chandhok(1998) tarafından da değinilmiştir.

Kontrollü örnekleme planında yansız basit doğrusal regresyon tahmini ile ilgili olarak Kumar(1994) tarafından çalışma yapılmıştır.

Özellikle çevresel araştırmalarda yapılan çalışmalarda kullanılan ve son yıllarda dikkat çeken sıralı küme örneklemesinin temeli McIntyre(1952) tarafından oluşturulmuş, daha sonra özellikle Dell (1969), Stokes(1980), Patil et al.(1994), Muttlak(1995) ve Neerchal et al.(1996) tarafından geliştirilmiştir. Sıralı küme örneklemesinde basit doğrusal regresyon tahmini ile ilgili bir çalışma Yu and Lam(1997) tarafından yapılmıştır.



ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3.ÇEŞİTLİ ÖRNEKLEME YÖNTEMLERİNDE BASİT DOĞRUSAL REGRESYON TAHMİNİ

3.1.Basit Rasgele Örneklemede(BRÖ) Doğrusal Regresyon Tahmini

N büyüklüğündeki bir kitleden n büyüklüğünde bir örneklem yerine konmadan basit rasgele örnekleme yöntemi ile çekilsin. y_i ilgilenilen değişken(bağımlı değişken), x_i yardımcı değişken (bağımsız değişken) olsun. Yardımcı değişkene ilişkin kitle bilgisinin bilindiği varsayılmaktadır. Amaç, ilgilenilen değişkenin kitle ortalamasının, kitle toplamının, ortalamanın ve toplamın varyansının tahmin edilmesidir. Yardımcı ve ilgili değişkeninin kitle ve örneklem ortalamaları $\bar{X}, \bar{x}$ ve $\bar{Y}, \bar{y}$ olarak gösterilsin.

3.1.1. Klasik Tahmin

Örneklem birimlerinin x_i ve y_i ile gösterilen iki ölçümü arasındaki ilişki düzlemde bir doğru ile temsil edilebiliyorsa, i. örneklem birimine göre bu doğrunun eğiminin,

$$b = \frac{y_i - \bar{y}}{x_i - \bar{x}} \quad i=1,2,\dots,n.$$

olduğu bilinmektedir. Bu doğrunun denklemi ise, $y_i = \bar{y} + b(x_i - \bar{x})$ biçimindedir.

Buradan $\bar{Y}$ 'nin klasik doğrusal tahmini,

$$\bar{y}_{dr} = \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x}) \quad (3.1)$$

olarak elde edilebilmektedir. Kitle toplamı için doğrusal tahmin ise,

$$\hat{Y}_{dr} = N\bar{y}_{dr} \quad (3.2)$$

biçiminde bulunmaktadır.

Genellikle b değerinin örneklemden tahmin edilmesine karşın, bazı durumlarda daha farklı bir biçimde seçilmesi uygun olmaktadır. Tekrarlı(periyodik) araştırmalarda, b değerinin yeniden hesaplanması yerine daha önceki çalışmalardan elde edilmiş olan b değerinin kullanması uygun olur. Yani b'nin b_0 gibi bir sabit

değer aldığı varsayılabilir. Bu durumda ortalamaya ilişkin doğrusal tahmin genellikle fark tahmin edicisi olarak da adlandırılmakta,

$$\bar{y}_f = \bar{y} + b_0(\bar{X} - \bar{x}) \quad (3.3)$$

biçiminde gösterilmektedir. Görüldüğü gibi $\bar{y}_f$ yansız bir tahmin edicidir. Bu tahmin edicinin varyansı,

$$\begin{aligned} V(\bar{y}_f) &= \frac{1-f}{n} \frac{\sum_{i=1}^N [(y_i - \bar{Y}) - b_0(x_i - \bar{X})]^2}{N-1} \\ &= \frac{1-f}{n} (S_y^2 - 2b_0 S_{yx} + b_0^2 S_x^2) \end{aligned} \quad (3.4)$$

olarak bulunur ($f = n/N$, örnekleme oranı). Yansız tahmini ise, örneklem değerleri kullanılarak,

$$v(\bar{y}_f) = \frac{1-f}{n} (s_y^2 - 2b_0 s_{yx} + b_0^2 s_x^2) \quad (3.5)$$

olarak elde edilebilir. $V(\bar{y}_f)$ 'nin en küçüklenmesi (minimizasyonu) ile b_0 değeri,

$$b_0 = B = \frac{S_{yx}}{S_x^2} = \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})(x_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2} \quad (3.6)$$

olarak bulunur (B , kitle için regresyon katsayısıdır). Bu durumda tahmin, doğrusal regresyon tahmin edicisi adını almakta ve (3.1) eşitliği ile gösterilmektedir. Böylece en küçük değerli (minimum) varyans,

$$\begin{aligned} V_{\min}(\bar{y}_{dr}) &= \frac{1-f}{n} \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \left[(y_i - \bar{Y}) - \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})(x_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2} (x_i - \bar{X}) \right]^2 \\ &= \frac{1-f}{n} S_y^2 (1 - \rho^2) \end{aligned} \quad (3.7)$$

olur. Eşitlikte $\rho = \frac{S_{yx}}{S_y S_x}$ ilişki katsayısıdır. B yerine örneklemden elde edilen b değeri konularak ortalamanın en küçük değerli varyans tahmini,

$$v_{\min}(\bar{y}_{dr}) = \frac{1-f}{n} \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left[(y_i - \bar{y}) - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} (x_i - \bar{x}) \right]^2$$

$$= \frac{1-f}{n} s_y^2 (1-r^2) \quad (3.8)$$

olarak elde edilebilir. Buradan kitle toplamı varyans tahmini,

$$v(\hat{Y}_{dr}) = N^2 v_{\min}(\bar{y}_{dr})$$

$$= N \frac{N-n}{n} s_y^2 (1-r^2) \quad (3.9)$$

olarak bulunur. Eşitlik (3.1)'deki b katsayısı, x üzerinde y'nin regresyon katsayısıdır. Bu katsayı bilinen en küçük kareler tahmin edicisidir. b = 0 ise, doğrusal regresyon tahmini basit rasgele örneklemedeki basit ortalama ve varyansın tahminlerine dönüşür. b = $\bar{y}/\bar{x}$ ise, doğrusal regresyon tahmini oransal tahmine dönüşür. (3.1) doğrusal regresyon tahmini yanlış bir tahmin edicidir. Örneklem genişliği n büyüdükçe yan miktarının standart hataya oranı küçülmektedir. Tahminin varyansı için n büyük alınmalıdır (Çingir, 1994).

(3.4) eşitliğinde $b_0 = B + d$ olduğu düşünülürse (d herhangi bir sabit) varyans,

$$V(\bar{y}_{dr}) = \frac{1-f}{n} \left[\left(S_y^2 - \frac{S_{yx}^2}{S_x^2} \right) + d^2 S_x^2 \right] \quad (3.10)$$

olarak elde edilir. Eşitlikte d=0 iken varyans (3.7) eşitliğinde verildiği gibi bulunmaktadır. d≠0 iken, d = $b_0 - B$ ise varyans,

$$V(\bar{y}_{dr}) = V_{\min}(\bar{y}_{dr}) \left[1 + \left(\frac{b_0}{B} - 1 \right)^2 \left(\frac{\rho^2}{1-\rho^2} \right) \right] \quad (3.11)$$

olur. Varyanstaki oransal artışın α gibi sabit bir sayıdan daha küçük kalması istenirse,

$$\left(\frac{b_0}{B} - 1\right)^2 \left(\frac{\rho^2}{1 - \rho^2}\right) < \alpha$$

eşitsizliğinden elde edildiği gibi,

$$\left|\frac{b_0}{B} - 1\right| < \sqrt{\alpha \left(\frac{1 - \rho^2}{\rho^2}\right)}$$

olmalıdır. Eğer b örneklemden hesaplanmakta ise, en küçük kareler yaklaşımından B 'nin tahmininin,

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3.12)$$

biçiminde olduğu bilinmektedir. Eğer uygun açılımlar yapılırsa,

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n y_i (x_i - \bar{x}) - \sum_{i=1}^n \bar{y} (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

olur. Gerekli sadeleştirmelerden sonra B 'nin tahmini,

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n y_i (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3.13)$$

biçiminde de gösterilebilir.

Basit rasgele örneklemede basit doğrusal regresyon tahmininin varyansının elde edilebilmesi için bazı varsayımlara gerek vardır. Bunlar,

- İlgili değişkenin kitle toplamı $y = \alpha + Bx$ ile tanımlanan doğru üzerindedir. Bu gerçek regresyon modelidir. Bu varsayıma göre kullanılan modelin gerçek(kitle için) doğrusal model olduğu kabul edilir.
- Verilen bir x_i değeri için y_i 'lerin varyansı S^2 gibi bir sabite eşittir. Bir başka deyişle y_i 'nin varyansı x_i 'den bağımsızdır. İlgilenilen değişken, ortalaması $\alpha + Bx_i$ ve varyansı S^2 olan bir normal dağılım gösterir. Bu nedenle, regresyon model denklemi,

$$y_i = \bar{Y} + B(x_i - \bar{X}) + e_i \quad (3.14)$$

biçimindedir. Eşitlikte $e_i \sim N(0, S^2)$ 'dir.

(c) Örneklemin çekildiği kitle sonludur.

n büyüklüğündeki örneklerde $(b-B)$ farkının $1/\sqrt{n}$ cinsinden olduğu gösterilebilir. Model denklemi (3.14)'den,

$$e_i = y_i - \bar{Y} - B(x_i - \bar{X}) \quad (3.15)$$

yazılabilir. Eşitliğin her iki tarafı $(x_i - \bar{X})$ ile çarpılıp toplam alındığında,

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^N e_i (x_i - \bar{X}) &= \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})(x_i - \bar{X}) - B \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2 \\ \sum_{i=1}^N e_i (x_i - \bar{X}) &= 0 \end{aligned} \quad (3.16)$$

olur. B yalnız bırakılırsa,

$$B = \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})(x_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2}$$

$$B = \frac{S_{yx}}{S_x^2}$$

bulunur. B 'nin tahmini olan (3.13) eşitliğinde y_i yerine (3.14) yazılırsa,

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{Y} + B(x_i - \bar{X}) + e_i)(x_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}$$

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{Y} + B(x_i - \bar{X}))(x_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} + \frac{\sum_{i=1}^n e_i (x_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}$$

$$b = B + \frac{\sum_{i=1}^n e_i (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3.17)$$

bulunur. $\sum_{i=1}^n e_i (x_i - \bar{x}) / (n-1)$, $\sum_{i=1}^N e_i (x_i - \bar{x}) / (N-1)$ 'nin yansız bir tahminidir (Cochran, 1963). n genişliğindeki örneklemelerden oluşan örneklem uzayında $\sum_{i=1}^n e_i (x_i - \bar{x}) / (n-1)$ örneklem kovaryansı yaklaşık sıfır ortalamalı bir dağılım gösterir. Örneklem kovaryansının standart hatasının $1/\sqrt{n}$ cinsinden olduğu bilinir. Böylece n genişliğindeki örneklemelerde $\sum_{i=1}^n e_i (x_i - \bar{x}) / (n-1)$ kovaryansı $1/\sqrt{n}$ cinsinden olacaktır. $\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / (n-1) = S_x^2$, n büyüklüklü örneklemelerde birim cinsindendir. Bu yüzden, (3.17)'dan $(b-B)$ farkı $1/\sqrt{n}$ cinsinden olmaktadır. n yeterince büyük olduğunda $1/\sqrt{n}$ cinsinden terimler ihmal edilmektedir (Cochran, 1963).

Teorem 3.1. Eğer b , B 'nin en küçük kareler tahmini ise,

$$\bar{y}_{dr} = \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x})$$

olduğundan, n büyüklüğünde basit rasgele örneklemelerde, n büyük ise varyansı yaklaşık olarak,

$$\begin{aligned} V(\bar{y}_{dr}) &\cong \frac{1-f}{n} S_e^2 \\ &= \frac{1-f}{n} S_y^2 (1-\rho^2) \end{aligned}$$

biçiminde elde edilebilir.

Tanıt.

(3.14) model denkleminde,

$$\bar{y} = \bar{Y} + B(\bar{x} - \bar{X}) + \bar{e}$$

yazılabilir. $\bar{y}$ yerine,

$$\bar{y} = \bar{y}_{dr} + b(\bar{x} - \bar{X})$$

yazılırsa,

$$\bar{y}_{dr} + b(\bar{x} - \bar{X}) = \bar{Y} + B(\bar{x} - \bar{X}) + \bar{e}$$

olur. Buradan,

$$\bar{y}_{dr} - \bar{Y} = B(\bar{x} - \bar{X}) - b(\bar{x} - \bar{X}) + \bar{e}$$

$$\bar{y}_{dr} - \bar{Y} = \bar{e} - (b - B)(\bar{x} - \bar{X}) \quad (3.18)$$

elde edilir. $(b - B)$ farkının $1/\sqrt{n}$ cinsinden olduğu gösterilmişti. $(\bar{x} - \bar{X})$ farkı da $1/\sqrt{n}$ cinsinden olduğundan, $(b - B)(\bar{x} - \bar{X})$ ifadesi $1/n$ cinsinden olacaktır. Sonuç olarak eğer $1/\sqrt{n}$ cinsinden terimler ihmal edilirse, bu ifade gözardı edilebilir. Bu durumda,

$$\bar{y}_{dr} - \bar{Y} \cong \bar{e}$$

olur. $E(\bar{e}) = 0$ olduğundan, $E(\bar{e}^2)$ basit rasgele örneklemede e_i 'nin ortalamasının varyansıdır. Böylece,

$$E(\bar{e}^2) = E(\bar{y}_{dr} - \bar{Y})^2$$

$$E(\bar{e}^2) = V(\bar{y}_{dr})$$

olarak yazılabilir. Buradan,

$$E(\bar{e}^2) = \frac{1-f}{n} \frac{\sum_{i=1}^N e_i^2}{N-1}$$

oldüğundan,

$$V(\bar{y}_{dr}) = \frac{1-f}{n} \frac{\sum_{i=1}^N e_i^2}{N-1} \quad (3.19)$$

$$V(\bar{y}_{dr}) = \frac{1-f}{n} S_e^2$$

yazılabilir. $V(\bar{y}_{dr}) = \frac{1-f}{n} S_y^2 (1 - \rho^2)$ 'ye eşit olduğu aşağıdaki gibi gösterilebilir. (3.14)

model denkleminde,

$$\begin{aligned}
\sum_{i=1}^N e_i^2 &= \sum_{i=1}^N [(y_i - \bar{Y}) - B(x_i - \bar{X})]^2 \\
&= \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2 - 2B \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})(x_i - \bar{X}) + B^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2 \\
&= \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2 - 2BB \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2 + B^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2 \\
&= \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2 - B^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2
\end{aligned} \tag{3.20}$$

olmaktadır.

$$\begin{aligned}
\rho &= \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})(x_i - \bar{X})}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2}} \\
\rho &= B \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2}}
\end{aligned}$$

olduğundan,

$$\begin{aligned}
\sum_{i=1}^N e_i^2 &= \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2 - \rho^2 \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2 \\
\sum_{i=1}^N e_i^2 &= \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2 (1 - \rho^2)
\end{aligned} \tag{3.21}$$

olur. (3.19)'da $\sum_{i=1}^N e_i^2$ yerine yazılırsa varyans,

$$V(\bar{y}_{dr}) = \frac{1-f}{n} \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2 (1 - \rho^2)}{N-1} \tag{3.22}$$

biçiminde elde edilir.

Örneklem tahmini olarak , büyük örneklemelerde,

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n [(y_i - \bar{y}) - b(x_i - \bar{x})]^2$$

olduğundan,

$$v(\bar{y}_{dr}) = \frac{1-f}{n(n-2)} \sum_{i=1}^n [(y_i - \bar{y}) - b(x_i - \bar{x})]^2 \quad (3.23)$$

yazılabilir. Regresyon teorisinden bilindiği gibi, (n-1) böleni yerine (n-2) kullanılmaktadır(Ryan,1997). b katsayısı yerine b'nin en küçük kareler tahmini yazılırsa varyans tahmini ,

$$\begin{aligned} v(\bar{y}_{dr}) &= \frac{1-f}{n(n-2)} \left[\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 - 2b \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x}) + b^2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right], \\ v(\bar{y}_{dr}) &= \frac{1-f}{n(n-2)} \left[\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 - 2 \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x}) \right. \\ &\quad \left. + \frac{\left[\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x}) \right]^2}{\left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right], \\ v(\bar{y}_{dr}) &= \frac{1-f}{n(n-2)} \left\{ \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 - \frac{\left[\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x}) \right]^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right\} \end{aligned} \quad (3.24)$$

olarak bulunabilir.

Sonsuz Kitlede Doğrusal Regresyon Tahmini

Sonsuz bir kitle için klasik regresyon modeli,

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (3.25)$$

biçimdedir. Bu model için varsayımlar ise, x_i biliniyor iken,

$$E(\epsilon_i) = 0 \quad \text{ve} \quad V(\epsilon_i) = \sigma_y^2(1 - \rho^2)$$

biçimindedir. Yardımcı değişken kitle ortalaması $\bar{X}$ bilinirken ve b en küçük kareler tahmini iken, ilgilenilen değişkenin sonsuz kitlede ortalama tahmin edicisi,

$$\hat{\bar{Y}} = \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x}) \quad (3.26)$$

biçimindedir. Bu tahmin yansız bir tahmindir. Bilinen x_i için varyans tahmini,

$$v(\hat{\bar{Y}} \mid x_1, x_2, \dots, x_n) = \left[\frac{1}{n} + \frac{(\bar{x} - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right] \hat{\sigma}_e^2 \quad (3.27)$$

biçimindedir(Rao,1988). Eşitlikte $\hat{\sigma}_e^2$, σ_e^2 'nin yansız bir tahmini olup,

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^n [(y_i - \bar{y}) - b(x_i - \bar{x})]^2}{n - 2} \quad (3.28)$$

biçimindedir. Eşitlik (3.28)'de de (n-1) yerine (n-2) bölüni kullanılmaktadır. Çünkü, kitle sonsuz ve regresyon doğrusal ise, standart regresyon teorisinde (n-2) kullanılmakta ve σ_e^2 'nin yansız bir tahminini verdiği bilinmektedir.

x_i ortalaması μ_x ve varyansı σ_x^2 olan bir normal dağılıma sahip ise (3.27) eşitliğindeki varyansın beklenen değeri,

$$E\left[v(\hat{\bar{Y}} \mid x_1, x_2, \dots, x_n)\right] = \left[\frac{1}{n} + \frac{1}{n(n-3)} \right] \sigma_e^2 = \frac{n-2}{n(n-3)} \sigma_e^2 \quad (3.29)$$

olarak verilmektedir(Rao,1988).

3.1.2.Kaur'un Regresyon Tahmin Edicisi

Kaur(1985), önerdiği tahmin edicinin bazı koşullara bağlı olarak daha etkili bir tahmin edici olduğunu göstermektedir. Bu tahmin edici aşağıda verilmektedir.

N büyüklüğünde bir kitleden n büyüklüğünde bir örneklem basit rasgele örnekleme yöntemiyle yerine konmadan çekilsin. İlgilenilen değişken y_i ve yardımcı değişken x_i değerleri ölçülsün. y_i ve x_i 'nin kitle ortalamaları, tahmin edilmek istenen ilgilenilen

değişken kitle ortalaması $\bar{Y}$ ve bilindiği varsayılan yardımcı değişken kitle ortalaması $\bar{X}$ olsun. $\bar{y}$ ve $\bar{x}$, $\bar{Y}$ ve $\bar{X}$ 'in yansız örneklem ortalaması tahmin edicileri ve $C_y^2 = S_y^2 / \bar{Y}^2$ ile $C_x^2 = S_x^2 / \bar{X}^2$, y_i ve x_i değişkenlerinin değişim katsayılarının karesi olsun. Kaur'un önerdiği regresyon tipi tahmin edici,

$$\bar{y}_{kr} = \alpha \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x}) \quad (3.30)$$

biçimindedir. b , x_i üzerinde y_i 'nin örneklem regresyon katsayısı, α ise uygun olarak seçilen bir sabittir. $\bar{y}_{kr}$ ortalamasının beklenen değeri ve hata kareler ortalaması(HKO)'nın yaklaşık değerleri,

$$E(\bar{y}_{kr}) = \alpha \bar{Y} + O(1/n)$$

$$HKO(\bar{y}_{kr}) = E[(\bar{y}_{kr} - E(\bar{y}_{kr}))^2] \quad (3.31)$$

$$\begin{aligned} &= E[\alpha \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x}) - \alpha \bar{Y}]^2 \\ &= E[\alpha(\bar{y} - \bar{Y}) - b(\bar{x} - \bar{X})]^2 \\ &= \alpha^2 E(\bar{y} - \bar{Y})^2 - 2\alpha E[b(\bar{y} - \bar{Y})(\bar{x} - \bar{X})] + E[b^2(\bar{x} - \bar{X})^2] \\ &= \alpha^2 V(\bar{y}) - 2\alpha \beta \text{Kov}(\bar{y}, \bar{x}) + \beta^2 V(\bar{x}) \\ &= \alpha^2 \frac{1-f}{n} S_y^2 - 2\alpha \beta \frac{1-f}{n} S_{xy} + \frac{1-f}{n} \beta^2 S_x^2 \\ &= \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) [\alpha^2 \bar{Y}^2 C_y^2 + \beta^2 \bar{X}^2 C_x^2 - 2\beta \alpha \bar{X} \bar{Y} \rho C_x C_y] \end{aligned} \quad (3.32)$$

olarak verilebilir.

Klasik Tahmin ile Karşılaştırma

Birinci dereceden yaklaşık olarak, $\bar{y}_{dr} = \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x})$ regresyon tahmin edicisinin hata kareler ortalaması(Sukhatme et al.,1970),

$$HKO(\bar{y}_{dr}) = E[\bar{y}_{dr} - E(\bar{y}_{dr})]^2$$

$$= \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \left[\bar{Y}^2 C_y^2 + \beta^2 \bar{X}^2 C_x^2 - 2\beta \bar{X}\bar{Y} \rho C_x C_y \right] \quad (3.33)$$

biçimindeydi($\alpha=1$).

$$HKO(\bar{y}_{kr}) < HKO(\bar{y}_{dr}) \quad (3.34)$$

eşitsizliğini sağlayan α değerinin bulunması için, (3.32) ve (3.33) eşitsizlikleri (3.34)'te yerine konulursa,

$$\alpha^2 \bar{Y}^2 C_y^2 + \beta^2 \bar{X}^2 C_x^2 - 2\beta \alpha \bar{X}\bar{Y} \rho C_x C_y < \bar{Y}^2 C_y^2 + \beta^2 \bar{X}^2 C_x^2 - 2\beta \bar{X}\bar{Y} \rho C_x C_y$$

$$(\alpha^2 - 1) < 2\rho^2 (\alpha - 1)$$

$$(\alpha - 1)(\alpha + 1) < 2\rho^2 (\alpha - 1)$$

elde edilir. Eğer $(\alpha - 1) > 0$, yani $\alpha > 1$ ise,

$$\alpha + 1 < 2\rho^2$$

olacaktır. Ancak $0 \leq \rho^2 \leq 1$ olduğundan bu koşul sağlanmaz. Eğer $(\alpha - 1) < 0$, yani $\alpha < 1$ ise,

$$\alpha + 1 > 2\rho^2$$

olacaktır. Bu koşul sağlanabilir. Böylece (3.34) eşitsizliğini sağlayacak α değeri,

$$2\rho^2 - 1 < \alpha < 1 \quad (3.35)$$

olacaktır.

Eğer daha önceki çalışmalardan $\rho < k (< 1)$ olduğu biliniyor ise, $\alpha = 2k^2 - 1$ şeklinde seçilerek, $\bar{y}_{dr}$ 'den daha etkili(daha küçük hata kareler ortalamalı) bir $\bar{y}_{kr}$ elde edilebilir. Böylece, uygun olarak α sabiti seçilerek, klasik regresyon tahmin edicisinden, dolayısıyla $\bar{y}$ birim başına basit ortalama tahmin edicisinden,

$\bar{y}_R = \left(\frac{\bar{y}}{\bar{x}} \right) \bar{X}$ oran tahmin edicisinden daha etkili bir tahmin edici elde edilebilir.

ρ 'nin bir tahmini her zaman elde edilebildiğinden, klasik regresyon tahmin edicisinden daha etkili Kaur'un tahmin edicisi önerilir.

Örneğin, eğer $\rho = 0.9$ (çok yüksek) ise, (3.35) koşuluna göre 1 ile 0.62 arasında seçilen α , $\bar{y}_{dr}$ den daha etkili $\alpha^* \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x})$, $\alpha^* \in (0.62, 1)$ tahmin edicisi olur. $\rho = 0.1$ (çok düşük) ise, (3.35) koşuluna göre 1 ile -0.98 arasında seçilen α , $\bar{y}_{dr}$ den daha etkili $\alpha' \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x})$, $\alpha' \in (-0.98, 1)$ tahmin edicisi elde edilecektir.

$\bar{y}_{kr}$ 'nin hata kareler ortalaması minimize edilerek α sabitinin optimal bir seçimi $\alpha = \rho^2$ olur ve hata kareler ortalaması da,

$$\begin{aligned} \min \text{HKO}(\bar{y}_{kr}) &= \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \bar{Y}^2 C_y^2 \rho^2 (1 - \rho^2) \\ &= \rho^2 \text{HKO}(\bar{y}_{dr}) \end{aligned} \quad (3.36)$$

olarak elde edilir. Buradan kolayca görülmektedir ki,

$$\rho^2 \text{HKO}(\bar{y}_{dr}) < \text{HKO}(\bar{y}_{dr}) \quad (\rho^2 < 1 \text{ iken}) \quad (3.37)$$

biçimindedir. α 'nın optimal seçimi ile, Kaur'un tahmin edicisi klasik regresyon tahmin edicisinden daha etkilidir.

Son Gelişme

Kaur'un tahmin edicisine ilişkin bir çalışma Menendez ve Reyes(1998) tarafından yapılmıştır. Çalışmalarında hata kareler ortalaması için yaklaşım kullanılarak yeni bir eşitlik elde etmişlerdir. Bu yeni yaklaşık hata kareler ortalaması,

$$\text{YHKO}(\bar{y}_{kr}) = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \left[\alpha^2 \bar{Y}^2 C_y^2 + \beta^2 \bar{X}^2 C_x^2 - 2\beta\alpha \bar{X}\bar{Y} \rho C_x C_y \right] + \bar{Y}^2 (\alpha - 1)^2 \quad (3.38)$$

olarak verilmektedir(Menendez and Reyes,1998). Eşitlik (3.38)'den açıkça görülmektedir ki, Kaur'un HKO ifadesinden tek fark son terimin eklenmiş olmasıdır. Eklenen bu terim Kaur'un önerdiği tahmin edicinin yanlılığından kaynaklanmaktadır. Kolayca görüleceği gibi yan miktarı,

$$Yan = E(\bar{y}_{kr}) - \bar{Y} = \alpha \bar{Y} - \bar{Y} = \bar{Y}(\alpha - 1)$$

olmaktadır. İyi bilindiği gibi tahmin edici yanlı olduğunda hata kareler ortalaması,

$$HKO(\bar{y}) = V(\bar{y}) + Yan^2$$

biçimindedir. Buradan Menendez ve Reyes, Kaur'un yaklaşık HKO ifadesinin aslında varyans ifadesi olduğunu belirtmişlerdir. Bu önemli saptama daha duyarlı karşılaştırmaların yapılmasını sağlayacaktır. YHKO kullanılarak yeni sonuçlar da elde edilmektedir. Böylece,

$$YHKO(\bar{y}_{kr}) < HKO(\bar{y}_{dr})$$

koşulunu sağlayan α değeri (3.34)'e benzer şekilde (3.39)'daki gibi bulunur(düzeltilme terimleri ihmal edilmektedir).

$$\frac{C_y^2(2\rho^2 - 1) + 1}{C_y^2 + 1} < \alpha < 1 \quad (3.39)$$

Önceki çalışmalardan ya da pilot örnekleme çalışmalarında bilinen bir ρ değeri için, $YHKO(\bar{y}_{kr})$ 'nı minimum yapan α değeri ise, en küçük kareler yönteminden($YHKO(\bar{y}_{kr})$ 'nın α 'ya göre birinci türevi alınıp sıfıra eşitlenirse),

$$\alpha = \frac{1 + \frac{1-f}{n} \rho^2 C_y^2}{1 + \frac{1-f}{n} C_y^2} \quad (3.40)$$

olarak bulunur(Düzeltilme terimi ihmal edilerek).(3.40) eşitliğinde $|\rho| < 1$ için (3.39) koşulunu sağlayan bir α değeri bulunabileceğinden $\bar{y}_{kr}$ tahmin edicisi $\bar{y}_{dr}$ tahmin edicisinden daha etkili olacaktır.

3.1.3. Diğer Regresyon Tipi Tahmin Ediciler

Williams(1963), bir kitleden yerine konmadan basit rasgele örnekleme yöntemi ile çekilen bir örneklemin k sayıda eşit büyüklüklü gruplara rasgele ayrılmasına dayalı olarak yansız bir regresyon tipi tahmin edici önermiştir. Bu tahmin edici,

$$\bar{y}_{wdr} = \bar{y} + \bar{b}(\bar{X} - \bar{x}) + (1 - \frac{n}{N}) \frac{1}{k(k-1)} \sum_{i=1}^k (b_i - \bar{b})(\bar{x}_i - \bar{x}) \quad (3.41)$$

biçimindedir. Eşitlikte $\bar{x}_i$ i.grup ortalamasını , b_i i.gruba ilişkin regresyon katsayısını, $\bar{x}$ ve $\bar{b}$ ise örnekleme ilişkin ortalamaları ifade etmektedir. Eğer $b_i = \frac{\bar{y}_i}{\bar{x}_i}$ ise, $\bar{y}_{wdr}$ bir oran tipi tahmin ediciye dönüşecektir.

Bu tahmin edicinin varyans tahmini, n/N terimi ihmal edilerek,

$$v(\bar{y}_{wdr}) = \bar{y}_{wdr}^2 - \frac{1}{k(k-1)} \sum_{i \neq j}^k \bar{y}_i \bar{y}_j \quad (3.42)$$

olarak verilmektedir(Williams,1963).

Diğer bir regresyon tipi tahmin edicisi J.Sahoo,L.N.Sahoo ve S.Mohanty(1995) tarafından bilinen b regresyon katsayısı yerine ,

$$b_Q = 2b - \frac{b_1 + b_2}{2} \quad (3.43)$$

biçiminde bir jackknife formu kullanarak,

$$\bar{y}'_{dr} = \bar{y} - b_Q(\bar{x} - \bar{X}) \quad (3.44)$$

olarak önerilmiştir. b_1 ve b_2 örneklemin ilk ve ikinci yarısına ilişkin hesaplanan regresyon katsayılarıdır. Bu tahmin edicinin varyans tahmini ise (3.4)'e benzer şekilde,

$$v(\bar{y}'_{dr}) = \frac{1-f}{n} \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n [(y_i - \bar{y}) - b_Q(x_i - \bar{x})]^2 \quad (3.45)$$

olarak elde edilmektedir.

Aynı araştırmacılar tarafından önerilen diğer bir tahmin edici ise, b yerine

$$b^* = \frac{\sum_{i=1}^n y_i x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \quad (3.46)$$

formunun kullanıldığı,

$$\bar{y}''_{dr} = \bar{y} - b^*(\bar{x} - \bar{X}) \quad (3.47)$$

biçimindeki tahmin edicidir. Bu tahmin edicinin varyans tahmini yine (3.4)'e benzer olarak,

$$v(\bar{y}''_{dr}) = \frac{1-f}{n} \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n [(y_i - \bar{y}) - b^*(x_i - \bar{x})]^2 \quad (3.48)$$

biçimindedir.

3.1.4. Varyans Tahmin Edicileri

Deng ve Wu(1987), basit doğrusal regresyon tahmin edicisinin modele ve plana dayalı olarak çıkarılan çeşitli varyans tahminleri üzerine bir çalışma yapmışlardır. Yeni bir tahmin ediciler sınıfı da elde etmişlerdir. Çalışmalarında hem kuramsal hem de deneysel karşılaştırmalar bulunmaktadır. Kuramsal çalışmaları karmaşık olduğundan için burada yalnızca tahmin edicilerin formülasyonları ve bazı özellikleri verilecektir.

İyi bilindiği gibi, basit doğrusal regresyon tahmin edicisi $\bar{y}_{dr} = \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x})$,

$$y_i = \alpha + Bx_i + \varepsilon_i$$

süper kitle modeli altında(Royall,1970), en iyi yansız kestirici olup ve varyans tahmin edicisi,

$$V(\bar{y}_{dr}) = \frac{1-f}{n} \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N e_i^2$$

biçimindedir. $e_i = (y_i - \bar{Y}) - B(x_i - \bar{X})$ artıkları göstermektedir. Bu varyansın tahmin edicisi ise bilindiği gibi yaklaşık olarak,

$$v(\bar{y}_{dr}) = \frac{1-f}{n} \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n \hat{e}_i^2$$

biçiminde elde edilmektedir. $\hat{e}_i = (y_i - \bar{y}) - b(x_i - \bar{x})$ ise, örneklemden elde edilen artıkları göstermektedir. Bu tahmine oran tipi bir düzeltme yapılarak,

$$v_g = \left(\frac{\bar{X}}{\bar{x}} \right)^g v(\bar{y}_{dr})$$

biçiminde bir tahmin ediciler sınıfı ortaya çıkarılmıştır. g değeri için uygun değerler ya da optimal bir değer elde edilerek optimal varyans tahmininin yapılabileceği önerilmiştir. Bunun için yaklaşıklık teknikleri kullanılarak en iyi g değeri,

$$g_{opt} = \frac{S_{zx} / \bar{XZ}}{S_x^2 / \bar{X}^2}$$

olarak verilmiştir. Eşitlikte,

$$\bar{Z} = \sum_{i=1}^N e_i^2 / N$$

$$S_{zx} = \sum_{i=1}^N (e_i^2 - \bar{Z})(x_i - \bar{X}) / (N-1)$$

biçimindedir.

Diğer bir varyans tahmin edicisi $v(\bar{y}_{dr})$ ile yakın ilişkili olan,

$$v_L = v(\bar{y}_{dr}) \left[1 + \frac{n(\bar{x} - \bar{X})^2}{(1-f) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right]$$

tahmin edicisidir. Royall ve Cumberland(1978) süper kitle modelindeki hatalı tanımlamaya karşı iki tahmin edici önermişlerdir. Bunlar,

$$v_D = \frac{(1-f)^2}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \alpha_i \hat{e}_i^2$$

ve

$$v_H = \left(\frac{1-f}{n} \right)^2 \sum_{i=1}^n \gamma_i \hat{e}_i^2 + \frac{f(1-f)}{n} \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n \hat{e}_i^2$$

biçimindedirler. Eşitliklerde ,

$$\alpha_i = \frac{r_i^2 + f/(1-f)}{1 - (x_i - \bar{x})^2 / ((n-1)g(s))}$$

$$g(s) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

$$r_i = 1 + (x_i - \bar{x})(\bar{x}_r - \bar{x}) / g(s)$$

$$\bar{x}_r = \frac{N\bar{X} - n\bar{x}}{N - n}$$

$$\gamma_i = r_i^2 / \left(1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_i k_i \right)$$

$$w_i = r_i^2 / \sum_{i=1}^n r_i^2 \quad , \quad k_i = [1 + (x_i - \bar{x})^2 / g(s)] / n$$

olarak alınmaktadır.

Jackknife ve Bootstrap Varyans Tahmin Yöntemleri

Quenouille(1956) tarafından önerilen jackknife tekniğine dayalı olarak, Cochran(1963) yaklaşık olarak yansız olan bir regresyon tahmininin kullanımına değinmiştir.

Bir kitleden n büyüklüğünde bir s örnekleme BRÖ yöntemiyle çekilsin. Çekilen örneklemin i .birimi i .tekrarda dışarıda bırakılarak altörneklem elde edilsin. Böylece herbiri $(n-1)$ büyüklüğünde n tane altörneklem elde edilmektedir. Elde edilen bu altörneklemere jackknife örneklemi adı verilmektedir(Hedayat and Sinha,1991).

Cochran(1963), jackknife formunda bir doğrusal regresyon tahminini,

$$\bar{y}_{drQ} = g\bar{y}_{dr} - \frac{(g-1)}{g} \sum_{i=1}^g \bar{y}_{dr}^{(i)} \quad (3.49)$$

biçiminde göstermektedir. Örneklem herbiri m büyüklüğünde g gruba ayrılmaktadır. Her grup bir kez ihmal edilerek kalan gruplarla doğrusal regresyon tahmini elde edilmektedir. i .grup ihmal edildiğinde elde edilen regresyon tahmin edicisi $\bar{y}_{dr}^i$ ile gösterilmektedir. Varyans tahmini ise,

$$v(\bar{y}_{drQ}) = \frac{1-f}{n} (n-1) \sum_{i=1}^g (\bar{y}_{dr}^{(i)} - \bar{y}_{dr})^2 \quad (3.50)$$

biçimindedir.

Örneklemin gruplara ayrılarak altörneklemelerin elde edilmesi yerine, örneklemin herbir biriminin dışarda bırakılarak alt örneklemelerin elde edilmesi önerilmiştir. Böylece jackknife regresyon tahmini,

$$\bar{y}_{dj} = \frac{\sum_{i=1}^n \bar{y}_{dr}^{(i)}}{n} \quad (3.51)$$

olmaktadır. Bu tahmin edicinin varyans tahmini ise,

$$v(\bar{y}_{dr}) = \frac{1-f}{n} (n-1) \sum_{i=1}^n (\bar{y}_{dr}^{(i)} - \bar{y}_{dr})^2 \quad (3.52)$$

olarak elde edilmektedir (Deng and Wu, 1987).

Bootstrap tekniği, ilk olarak Efron (1979) tarafından önerilmiştir. Halen yeterince açıklanamamakta ve genellikle geniş kapsamlı örneklem araştırmalarında kullanılmamaktadır (Raj and Chandhok, 1998).

Yöntem asıl örneklemden yerine konarak k sayıda bağımsız alt örneklemlerin çekilmesine ve çekilen alt örneklem her birinden θ gibi bir parametre için tahmin değerleri hesaplanmasına dayanmaktadır. Eğer örneklemden elde edilen tahmin $\hat{\theta}$, altörneklemlerden elde edilen tahminler $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_k$ olarak gösterilirse, θ parametresi için tahmin edici,

$$\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^k \hat{\theta}_i}{k} \quad (3.53)$$

biçimindedir. $\hat{\theta}_i$ yerine $\bar{y}_{dr}$ regresyon tahmin edicisi kullanılarak bootstrap regresyon tahmini yapılmaktadır. Tahmin edicinin varyansı ise,

$$V_B(\hat{\theta}) = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{\theta}_i - \hat{\theta})^2}{k-1} \quad (3.54)$$

olarak verilmektedir (Raj and Chandhok, 1998).

3.2. Tabakalı Rasgele Örneklemede (TRÖ) Basit Doğrusal Regresyon Tahmini

Tabakalı rasgele örnekleme yöntemi sık olarak kullanılan bir örnekleme yöntemidir. Bazı araştırmalarda, daha duyarlı tahminlerin yapılabilmesi için kitlenin alt gruplara

bölünmesi ve örnekleme yapılması uygun olmaktadır. Böylece heterojen bir kitleden homojen altkitleler elde edilebilmekte, daha duyarlı tahminler yapılabilmektedir. Özellikle insan kitleleri üzerinde(hastaneler,oteller,okullar,..) kullanılan tabakalı örnekleme yönteminde kitle ortalaması ve ortalamanın varyansı ℓ tabaka için,

$$\bar{y}_{tb} = \sum_{h=1}^{\ell} w_h \bar{y}_h$$

$$V(\bar{y}_{tb}) = \sum_{h=1}^{\ell} w_h^2 V(\bar{y}_h)$$

biçimindedir. Eşitliklerde $w_h = N_h / N$ tabaka ağırlığıdır. Basit doğrusal regresyon tahmini için ayrı ve birleşik olarak iki bölümde incelenmektedir.

3.2.1. Ayrı Regresyon Tahmini

N_h büyüklüğündeki ℓ sayıdaki kitlelerden(tabakalardan) rasgele olarak n_h büyüklüğünde örneklem çekilsin. Buna göre, h .tabaka için regresyon tahmin edicisi,

$$\bar{y}_{drh} = \bar{y}_h + b_h (\bar{X}_h - \bar{x}_h) \quad (3.55)$$

biçimindedir. Kitle ortalaması ve toplamı için ayrı regresyon tahmin edicisi,

$$\bar{y}_{dra} = \sum_{h=1}^{\ell} w_h \bar{y}_{drh} \quad (3.56)$$

$$\hat{Y}_{dra} = N \bar{y}_{dra} \quad (3.57)$$

olarak verilmektedir. Burada $w_h = N_h / N$ tabaka ağırlığıdır. İyi bilindiği gibi, regresyon tahmininin yapılabilmesi için yardımcı bilgiye ilişkin kitle değerlerinin bilinmesi gerekmektedir. Ayrı regresyon tahmininin kullanılması, kitle regresyon katsayısı B 'nin tabakalarda farklılık gösterdiği düşünüldüğünde uygun olmaktadır.

Tabakalardan örneklem seçim işlemi bağımsız olarak gerçekleştirildiği varsayıldığında, ayrı regresyon tahminin varyansı,

$$V(\bar{y}_{dra}) = \sum_{h=1}^{\ell} w_h^2 V(\bar{y}_{drh}) \quad (3.58)$$

olarak elde edilmektedir. Tabakalara rasgele örnekleme uygulandığından (3.58) varyansına h indisi eklenerek,

$$V(\bar{y}_{dra}) = \sum_{h=1}^{\ell} w_h^2 \frac{1-f_h}{n_h} (S_{yh}^2 - 2B_h S_{yxh} + B_h^2 S_{xh}^2) \quad (3.59)$$

biçiminde elde edilir(Çingi,1994). S_{yh}^2, S_{xh}^2 her tabaka için y_i ve x_i 'in kitle varyansları, S_{xy} ise kovaryanstır. Kitle değerleri yerine örneklem değerleri konularak ayrı regresyon tahmininin varyans tahmini,

$$v(\bar{y}_{dra}) = \sum_{h=1}^{\ell} w_h^2 \frac{(1-f_h)}{n_h} (s_{yh}^2 - 2b_h s_{yxh} + b_h^2 s_{xh}^2) \quad (3.60)$$

olarak hesaplanmaktadır. Varyansı minimum yapan b'nin en küçük kareler tahmin edicisi,

$$b_h = \frac{s_{yxh}}{s_{xh}^2}$$

biçimindedir. b değeri yerine konularak,

$$v_{min}(\bar{y}_{dra}) = \sum_{h=1}^{\ell} w_h^2 \frac{(1-f_h)}{n_h} s_{yh}^2 (1-r_h^2) \quad (3.61)$$

biçiminde tahmin elde edilir. Kitle toplamı için varyans tahmini de,

$$v(\hat{Y}_{dra}) = N^2 v_{min}(\bar{y}_{dra}) \quad (3.62)$$

olarak elde edilir.

3.2.2. Birleşik Regresyon Tahmini

Tabakalı rasgele örneklemede birleşik regresyon tahmin edicisi,

$$\bar{y}_{drb} = \bar{y}_{tb} + B(\bar{X} - \bar{x}_{tb}) \quad (3.63)$$

biçimindedir. B regresyon katsayısıdır. $\bar{y}_{tb}$ ve $\bar{x}_{tb}$ ise,

$$\bar{y}_{tb} = \sum_{h=1}^{\ell} w_h \bar{y}_h ,$$

$$\bar{x}_{tb} = \sum_{h=1}^{\ell} w_h \bar{x}_h$$

tabakalı rasgele örneklemede basit ortalama tahmin edicileridir. Varyans ,

$$V(\bar{y}_{drb}) = \sum_{h=1}^{\ell} w_h^2 \frac{1-f_h}{n_h} (s_{yh}^2 - 2Bs_{yhx} + B^2 s_{xh}^2) \quad (3.64)$$

olarak elde edilmektedir(Çingil,1994). Örneklem değerleri kullanılıp, B'nin en küçük kareler tahmin edicisi ,

$$b = \frac{\sum_{h=1}^{\ell} w_h^2 (1-f_h) s_{yhx} / n_h}{\sum_{h=1}^{\ell} w_h^2 (1-f_h) s_{xh}^2 / n_h}$$

yerine konulursa, varyans tahmini,

$$v(\bar{y}_{drb}) = \sum_{h=1}^{\ell} w_h^2 \frac{1-f_h}{n_h} (s_{yh}^2 - 2bs_{yhx} + b^2 s_{xh}^2) \quad (3.65)$$

olarak elde edilmektedir.

3.2.3. Varyans Tahmin Edicileri

Valliant(1987), tabakalı örnekleme yönteminde regresyon tahmin edicilerinin tahmin özellikleri ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Çalışmasında tahmin özelliklerine dayalı olarak çeşitli varyans tahmin edicileri sunmaktadır. Sunulan varyans tahmin edicileri hem ayrı hem de birleşik regresyon tahmin edicisi için ele alınmaktadır.

Vaillant, incelemelerini bir süper kitle modeli altında yapmaktadır. Varsayılan bu süper kitle modeli,

$$E_{\xi}(y_{hi}) = \alpha_h + \beta_h x_{hi}$$

$$V_{\xi}(y_{hi}) = v_{hi}$$

biçimindedir. Kitle toplamı için ayrı regresyon tahmin edicisinin varyans tahmini $N^2/n^{1.5}$ cinsinden,

$$v_{\xi}(\hat{Y}_{dra}) \cong \sum_{h=1}^{\ell} \frac{N_h^2 v_{hs}}{n_h} + 2 \sum_{h=1}^{\ell} \frac{N_h^2}{n_h} (\bar{X}_h - \bar{x}_h) \frac{s_{1h}}{s_{xh}^2}$$

$$s_{1h} = \sum_{i \in s_h} (x_{hi} - \bar{x}_h) v_{hi}$$

$$\bar{v}_{hs} = \sum_{i \in s_h} \frac{v_{hi}}{n_h}$$

olarak verilmektedir. Bu varyans tahmin edicisinin beklenen değeri ve yan miktarı ise,

$$E_{\xi}(v_{\xi}(\hat{Y}_{dra})) \cong \sum_h N_h^2 \bar{v}_{hs} / n_h - \sum_h N_h^2 s_{2h} / n_h^2 s_{xh}^2$$

$$Yan_{\xi}(v_{\xi}(\hat{Y}_{dra})) \cong 2 \sum_h \frac{N_h^2}{n_h} (\bar{x}_h - \bar{X}_h) s_{1h} / s_{xh}^2$$

$$s_{2h} = \sum_{s_h} (x_{hi} - \bar{x}_h)^2 v_{hi}$$

biçimindedir(Vaillant,1987).

Birleşik regresyon tahmini için varyans tahmini ve varyansın yan miktarı da,

$$v_{\xi}(\hat{Y}_{drb}) \cong \sum_h N_h^2 \bar{v}_h + \frac{2N(\bar{X} - \bar{x})}{s_x^2} \sum_h \frac{N_h^3 (1 - f_h) s_{1h}}{n_h (n_h - 1) n_h} ,$$

$$Yan_{\xi}(v(\hat{Y}_{drb})) = \frac{2N(\bar{x} - \bar{X})}{s_x^2} \sum_h \frac{N_h^3(1-f_h)s_{1h}}{n_h(n_h-1)n_h},$$

$$s_x^2 = \sum_h \frac{N_h^2(1-f_h)}{n_h(n_h-1)} s_{xh}^2$$

biçimindedir.

Vaillant, sağlam(robust) varyans tahmin edicileri başlığı altında diğer varyans tahmin edicilerini incelemektedir. Royall ve Cumberland(1978) tarafından sunulan G_2 tipi varyans tahmin edicileri adı verilen tabakalı örnekleme için formülasyonları,

$$v^*(\hat{Y}_{dra}) = \sum_h \sum_{s_h} \left[\left(\frac{N_h - n_h}{n_h} + N_h \frac{(\bar{X}_h - \bar{x}_h)(x_{hi} - \bar{x}_h)}{s_{xh}^2} \right)^2 + \frac{N_h - n_h}{n_h} \right] \frac{d_{hi}^2}{1 - m_{hi}^*}$$

$$v^*(\hat{Y}_{drb}) = \sum_h \left[\frac{N_h(N_h - n_h)}{n_h} + \left(\sum_h \sum_i^{N_h} x_{hi} - \sum_h N_h \bar{x}_h \right)^2 \frac{N_h^4(1-f_h)^2 s_{xh}^2}{n_h^2(n_h-1)^2 (s_x^2)^2} \right] \frac{1}{n_h} \sum_{s_h} \frac{d_{hi}^2}{(1 - m_{hi}^*)}$$

biçiminde gösterilmiştir(Vaillant,1987).biçimindedir. Eşitliklerde,

$$d_{hi} = y_{hi} - \bar{y}_h - b_h(x_{hi} - \bar{x}_h)$$

$$m_{hi}^* = 1/n_h + (x_{hi} - \bar{x}_h)^2 / s_{xh}^2$$

olarak hesaplanmaktadır.Verilen iki tahmin edicinin n_h büyük olduğunda yaklaşık olarak yansız sağlam varyans tahmin ediciler olduğu belirtilmektedir(Vaillant,1987). Vaillant, çalışmada son olarak tabakalı örnekleme jackknife varyans tahmin edicilerinde eşitliklerini vermektedir. Bu eşitlikler,

$$v_j(\hat{Y}_{dra}) = \sum_h \frac{N_h^2(1-f_h)(1-n_h)}{n_h^3} \sum_{i \in s_h} \left\{ \frac{A_{hi}d_{hi}}{1 - m_{hi}^*} - \frac{1}{n_h} \sum_{j \in s_h} \frac{A_{hj}d_{hj}}{1 - m_{hj}^*} \right\}^2$$

$$v_j(\hat{Y}_{drb}) = \sum_h \frac{N_h^2(1-f_h)}{n_h(n_h-1)} \sum_h d_{2hi}^2 + \sum_h (1-f_h)(n_h-1) \sum_{i \in s_h} \frac{(D_{hi} - \bar{D}_h)^2}{n_h} + 2 \sum_h N_h(1-f_h) \sum_{i \in s_h} \frac{d_{2hi} D_{hi}}{n_h}$$

biçimindedir. Eşitliklerde,

$$A_{hi} = 1 - \frac{n_h(x_{hi} - \bar{x}_h)(\bar{x}_h - \bar{X}_h)}{s_{xh}^2},$$

$$D_{hi} = \frac{(B_{hi} - bC_{hi})}{(s_x^2 - C_{hi})} \left[\frac{N_h(x_{hi} - \bar{x}_h)}{(n_h - 1)} + N(\bar{X} - \bar{x}) \right],$$

$$B_{hi} = \frac{N_h(N_h - n_h + 1)n_h}{(n_h - 1)^2(n_h - 2)} (y_{hi} - \bar{y}_h)(x_{hi} - \bar{x}_h) - \frac{N_h(2N_h - n_h)s_{xyh}}{n_h(n_h - 1)(n_h - 2)},$$

$$C_{hi} = \frac{N_h(N_h - n_h + 1)n_h}{(n_h - 1)^2(n_h - 2)} (x_{hi} - \bar{x}_h)^2 - \frac{N_h(2N_h - n_h)s_{xh}^2}{n_h(n_h - 1)(n_h - 2)},$$

$$\bar{D}_h = \sum D_{hi} / n_h$$

olarak hesaplanmaktadır. Vaillant, en son olarak deneysel bir çalışma yapılarak, varyans tahmin edicileri karşılaştırmıştır.

3.3.Çift Örneklemde(ÇÖ) Basit Doğrusal Regresyon Tahmini

Örneklem araştırmasında kullanılan tahminlerin çoğunda x_i değişken bilgisi kullanılmaktadır. Oran ve regresyon tahmin yöntemleri de yardımcı değişkenin kitle ortalaması $\bar{X}$ 'yi kullanmaktadır. Yardımcı değişken kitle ortalamasının bilinmediği durumlarda iki aşamalı örneklemeden yararlanılabilir. Birinci aşamada amaç kitle ortalaması $\bar{X}$ 'yi tahmin etmektir. İkinci aşamada ise amaç, birinci aşamada elde edilen yardımcı değişken kitle ortalaması tahmini yerine konularak ilgili değişken ortalamasını regresyon tahmini kullanarak tahmin etmektir. Çift örneklemede regresyon tahminine ilişkin çeşitli varyans tahminleri elde edilmiştir.

3.3.1.Basit Doğrusal Regresyon Tahmin Edicisi

N büyüklüğünde bir kitleden yerine koymadan BRÖ ile n' büyüklüğünde bir s' örnekleme çekilsin ve yardımcı değişken x_i değerleri gözlemlensin. Daha sonra s' örnekleminde n büyüklüğünde bir s örnekleme çekilsin ve ilgili y_i değerleri gözlemlensin. Sunulan basit doğrusal regresyon tahmin edicisi,

$$\bar{y}_{\text{çdr}} = \bar{y} + b(\bar{x}' - \bar{x}) \quad (3.66)$$

biçimindedir. b bilinen en küçük kareler tahmin edicisi, $\bar{y}$ ve $\bar{x}$ örneklem s den elde edilen ortalamalar, $\bar{x}'$ ise s' örnekleminde elde edilen yardımcı değişken ortalamasıdır. Bu tahmin edici için tutarlı bir varyans tahmini Cochran(1963) tarafından,

$$v(\bar{y}_{\text{çdr}}) = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{n'} \right) s_d^2 + \left(\frac{1}{n'} - \frac{1}{N} \right) s_y^2 \quad (3.67)$$

biçiminde verilmiştir.

$$s_d^2 = \sum d_i^2 / (n - 1) \quad , \quad (d_i = y_i - \bar{y} - b(x_i - \bar{x}))$$

Daha duyarlı bir varyans tahmin edicisi, R.R.Sitter(1997) tarafından elde edilmiştir.

Bunun için ilk olarak S_y^2 ,

$$\begin{aligned} S_y^2 &= \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N [y_i - \bar{Y} - B(x_i - \bar{X}) + B(x_i - \bar{X})]^2 \\ &= \frac{\sum_{i=1}^N [y_i - \bar{Y} - B(x_i - \bar{X})]^2 + 2 \sum_{i=1}^N [y_i - \bar{Y} - B(x_i - \bar{X})] B(x_i - \bar{X}) + \sum_{i=1}^N B^2 (x_i - \bar{X})^2}{N-1} \\ &= S_D^2 + \frac{2B \sum_{i=1}^N [y_i - \bar{Y} - B(x_i - \bar{X})] (x_i - \bar{X}) + B^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2}{N-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= S_D^2 + \frac{2B \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})(x_i - \bar{X}) - 2B \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2 + B^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2}{N-1} \\
&= S_D^2 + \frac{2B^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2 - B^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2}{N-1} \\
&= S_D^2 + B^2 S_x^2
\end{aligned}$$

olarak elde edilmiş ve örneklem değerleri kullanılarak,

$$s_y^2 = s_d^2 + b^2 s_x^2 \quad (3.68)$$

tahmin edilmiştir. Dorfman(1994)'dan yararlanılarak s_x^2 yerine

$$s_x'^2 = \sum_{i \in s'}^{n'} (x_i - \bar{x}')^2 / (n' - 1)$$

yazılıp,

$$v'(\bar{y}_{\phi dr}) = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) s_d^2 + \left(\frac{1}{n'} - \frac{1}{N} \right) b^2 s_x'^2 \quad (3.69)$$

biçiminde elde edilmiştir(Sitter,1997).

3.3.2.Jackknife Tahmin Edicisi

Jackknife yönteminin tek aşamada gerçekleştirilen örnekleme yöntemlerinde yardımcı değişken kitle ortalaması bilinmediğinde varyans tahmini için kullanıldığı bilinmektedir. Jackknife yönteminin çift örneklemede kullanılmasında ise bazı karmaşık durumlar ortaya çıkmaktadır. Bu durumlar jackknife örneklemelerinin oluşturulması sırasında j.birimin örneklem dışında bırakılarak hesaplamalar yapılması sırasında ortaya çıkmaktadır. Jackknife örneklemeleri, s' örnekleminde her birimin bir kez silinmesiyle elde edilmektedir. Böylece s' örnekleminin ortalaması,

$$\bar{x}'(j) = (n' \bar{x}' - x_j) / (n' - 1) \quad j \in s' \quad (3.70)$$

olarak bulunacaktır. Eğer silinen j .birim s altörnekleminin bir elemanı ise bu durumda s altörnekleme bağımsız ve bağımlı değişkenlerin ortalamalarının,

$$\begin{aligned}\bar{x}_{(j)} &= \frac{\sum x_i - x_j}{n-1}, & j \in s \\ &= \bar{x}, & j \in s' - s\end{aligned}\quad (3.71)$$

$$\begin{aligned}\bar{y}_{(j)} &= \frac{\sum y_i - y_j}{n-1}, & j \in s \\ &= \bar{y}, & j \in s' - s\end{aligned}\quad (3.72)$$

biçiminde hesaplanması gerekmektedir. Bu durum b değerini de etkileyeceğinden,

$$\begin{aligned}b_{(j)} &= b - \frac{(x_j - \bar{x})d_j}{(n-1)S_x^2(1-k_j)}, & j \in s \\ &= b, & j \in s' - s\end{aligned}\quad (3.73)$$

olarak yeni b değerinin hesaplanması gerekmektedir. (3.73) eşitliğinde,

$$k_j = \frac{1}{n} + \frac{(x_j - \bar{x})^2}{\{(n-1)^2 S_x^2\}}$$

biçimindedir.

Sonuç olarak çift örneklemede jackknife regresyon tahmin edicisi,

$$\bar{y}_{dr}(j) = \bar{y}_{(j)} + b_{(j)}(\bar{x}'_j - \bar{x}_{(j)}) \quad j \in s' \quad (3.74)$$

olarak elde edilmektedir. Jackknife varyans tahmin edicisi ise

$$v_j(\bar{y}_{dr}) = \frac{n'-1}{n} \sum (\bar{y}'_{dr}(j) - \bar{y}_{dr})^2 \quad (3.75)$$

olarak bulunmaktadır. Burada $1 - \frac{n}{N}$, $1 - \frac{n'}{N}$ düzeltme terimleri ihmal edilmektedir.

İhmal edilmediğinde,

$$v_j(\bar{y}_{dr}) = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) s_d^2 + \left(\frac{1}{n'} - \frac{1}{N} \right) b^2 s_x'^2 + \left\{ \frac{\bar{x}' - \bar{x}}{(n-1)s_x^2} \right\}^2 \sum_{j=1}^{n'} \frac{d_j^2 (x_j - \bar{x})^2}{(1-k_j)^2} + R, \quad (3.76)$$

$$R = \frac{2}{n} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n'} \frac{d_j^2 a_j}{1-k_j} + \frac{b}{n'-1} \sum_{j=1}^{n'} \frac{d_j a_j (x_j - \bar{x}')}{1-k_j} \right\}$$

olarak verilmektedir(Sitter,1997).

3.3.3.Bootstrap Tahmin Edicisi

Seçilmiş bir s' örnekleminde bir s altörneklemini çekilsin. s altörneklemini oluşturulduktan sonra kalan birimlerin oluşturduğu diğer altörneklem $s_c = s' - s$ olarak tanımlansın. Daha sonra s ve s' için bootstrap tekniği uygulansın. Yani n' büyüklüklü s'^* bootstrap örneklemini oluşturulsun. Bunun için s' 'den n birim, s_c 'den $n_c = n' - n$ birim yerine konularak çekilsin. n büyüklüklü yeni örneklem s^* , n_c birimli yeni örneklem s_c^* olsun. Böylece $n' = n_c + n$ büyüklüğünde s'^* bootstrap örneklemini oluşturulmuş olur ($s'^* = s^* \cup s_c^*$). Regresyon tahmin edicisi ise,

$$\bar{y}_{br} = \bar{y}^* + b^* (\bar{x}'^* - \bar{x}^*) \quad (3.77)$$

biçiminde elde edilmektedir. Eşitlikte $\bar{y}^*$, b^* ve $\bar{x}^*$ değerleri s^* örnekleminde, $\bar{x}'^*$ değeri ise s'^* örnekleminde hesaplanmaktadır. Aynı işlemler K kez tekrar edilerek varyans tahmin edicisi,

$$v_B(\bar{y}_{br}) = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K (\bar{y}_{br}^{(k)} - \bar{y})^2 \quad (3.78)$$

olarak bulunmaktadır(Sitter,1997).

3.3.4.İki Yardımcı Değişken Kullanılarak Çift Örneklemde Regresyon Tahmininin Yapılması

Regresyon tahmin yönteminde eğer yardımcı değişkenin kitle ortalaması bilinmiyorsa genellikle çift örneklem yöntemine başvurulduğu önceki kesimlerde belirtilmişti. Bunun için n' büyüklüğünde geniş bir ön(hazırlık) örneklem çekilmektedir. Daha sonra ön örneklemde n büyüklüğünde bir altörneklem çekilmektedir. Ön örneklemde yardımcı değişkene ilişkin kitle ortalaması tahmini yapılmakta, bu tahmin alt örneklemde elde edilen bilgilerle birleştirilip regresyon tahmin denkleminde yerine konulmaktadır(Kesim 3.3.1).

Kiregyera(1984), çift örneklemde regresyon tahminine ilişkin iki yöntem ele almaktadır. Bu yöntemler,

- Regresyon içinde oran
- Regresyon içinde regresyon

tahminleridir. Kiregyera(1984), x_i 'nin kitle ortalaması tahmininde ikinci bir z_i yardımcı değişkeninin kullanıldığı zincir tipindeki yöntemleri sunmuştur. Bu yöntemlerde işleme alınan ikinci z_i yardımcı değişkeninin x_i ile ilişkisinin y_i değişkeni ile olan ilişkisinden daha fazla olduğu varsayılmaktadır($\rho_{xz} > \rho_{yz}$). Örneğin; 1998 yılı hasat edilen tahıl alanı y_i , 1998 yılı ekili tahıl alanı x_i ve 1996 yılı ekili alanı z_i olabilir. Burada iki yöntem tek tek ele alınacaktır.

Regresyon İçinde Oran Tahmini

Oran tahmini ile basit tahmin karşılaştırıldığında $\rho_{xz} > \frac{1}{2} \frac{C_z}{C_x}$ iken oran tahmini basit

tahminden daha duyarlı olmaktadır. Bu durumda x_i ve z_i arasında doğrusal bir ilişki olduğu ve regresyon doğrusunun orijinde geçtiği varsayılabilir. Bu durumda $\bar{X}$ için bilinen $\frac{\bar{X}'}{\bar{Z}'}$ oran tahmini elde edilmektedir(Çingir,1994). Bu durumda $\bar{Y}$ için doğrusal regresyon tahmini,

$$\bar{y}_{dro} = \bar{y} + b\left(\frac{\bar{x}'}{\bar{z}'}\bar{z} - \bar{x}\right) \quad (3.79)$$

biçiminde elde edilmektedir. Bu tahmin ediciye regresyon içinde oran tahmin edicisi adı verilmektedir. Bu tahmin ediciye ilişkin özel durumlar aşağıda verilmektedir.

a) $b=0$ ise, $\bar{y}_{dro}$ tahmini basit tahmin olacaktır.

$$\begin{aligned} b = 0 &\rightarrow \bar{y}_{dro} = \bar{y} + 0(\dots) \\ &= \bar{y} \end{aligned}$$

b) $n'=N$ ise, $\bar{y}_{dro}$, bir yardımcı değişkene dayalı $\bar{y}_{dr}$ basit regresyon tahmini olacaktır.

$$\begin{aligned} n' = N &\rightarrow \bar{y}_{dro} = \bar{y} + b\left(\frac{\bar{X}}{\bar{Z}}\bar{Z} - \bar{x}\right) \\ &= \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x}) \\ &= \bar{y}_{dr} \end{aligned}$$

c) $\bar{z}' = \bar{Z} \neq 0$ ise, $\bar{y}_{dro}$, $\bar{y}_{qdr}$ çift örnekleme regresyon tahmini olacaktır.

$$\begin{aligned} \bar{Z} = \bar{z}' = z &\rightarrow \bar{y}_{dro} = \bar{y} + b\left(\frac{\bar{x}'}{\bar{Z}}\bar{Z} - \bar{x}\right) \\ &= \bar{y} + b(\bar{x}' - \bar{x}) \\ &= \bar{y}_{qdr} \end{aligned}$$

d) $\bar{z}' = \bar{Z} \neq 0$ ve $b=B$ (önceden biliniyor) ise, $\bar{y}_{dro}$ çift örneklemede fark tahmini olacaktır.

$$\begin{aligned} \bar{z}' = \bar{Z} \neq 0 \text{ ve } b = B &\rightarrow \bar{y}_{dro} = \bar{y} + B\left(\frac{\bar{x}'}{\bar{Z}}\bar{Z} - \bar{x}\right) \\ &= \bar{y} + B(\bar{x}' - \bar{x}) \\ &= \bar{y}_{qf} \end{aligned}$$

e) $b=B$ ise, $\bar{y}_{dro}$ çift örneklemede fark içinde oran tahmini olacaktır.

$$\begin{aligned} b = B &\rightarrow \bar{y}_{dro} = \bar{y} + B\left(\frac{\bar{x}'}{\bar{z}'}\bar{z} - \bar{x}\right) \\ &= \bar{y}_{fo} \end{aligned}$$

Açık olarak görülmektedir ki, $b \neq 0$ ise, $\bar{y}_{dro}$ yanlış bir tahmin edicidir.

Kiregyera(1984) $\bar{y}_{dro}$ için $O(1/n)$ cinsinden yaklaşık yan ve hata kareler ortalaması miktarını,

$$\begin{aligned} \text{Yan}(\bar{y}_{dro}) &= E(\bar{y}_{dro} - \bar{Y}) \\ &\cong \bar{Y} \alpha_1 \left[\frac{1}{n} \alpha_2 + \frac{1}{n'} \alpha_3 \right] \end{aligned} \quad (3.80)$$

$$\begin{aligned} \text{HKO}(\bar{y}_{dro}) &= E(\bar{y}_{dro} - \bar{Y})^2 \\ &\cong \bar{Y} \left[\frac{1}{n} \alpha_4 + \frac{1}{n'} \alpha_5 \right] \end{aligned} \quad (3.81)$$

olarak elde etmiştir. Eşitliklerdeki terimler aşağıda verilmektedir.

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= C_{110} / C_{200}, \\ \alpha_2 &= C_{300} / C_{200} - C_{210} / C_{110}, \\ \alpha_3 &= C_{210} / C_{110} - C_{111} / C_{110} - C_{300} / C_{200} + C_{201} / C_{200} + C_{002} - C_{101}, \\ \alpha_4 &= C_{020} - (C_{110})^2 / C_{200}, \\ \alpha_5 &= \alpha_1 [(C_{110})^2 C_{002} - 2C_{110} C_{011}]. \end{aligned}$$

Burada,

$$C_{klm} = \frac{E(X_i - \bar{X})^k (Y_i - \bar{Y})^l (Z_i - \bar{Z})^m}{\bar{X}^k \bar{Y}^l \bar{Z}^m}, \quad k, l, m \geq 0 \quad (3.82)$$

olarak tanımlanmaktadır.

Yaklaşık yan ve HKO miktarı ifadelerinin çıkarılmasında Sukhatme(1970) tarafından kullanılan yaklaşım yöntemleri kullanılmaktadır. Bunun için,

$$\begin{aligned} \delta_{\bar{x}} &= \frac{\bar{x} - \bar{X}}{\bar{X}}, \\ \delta_{\bar{x}'} &= \frac{\bar{x}' - \bar{X}}{\bar{X}}, \end{aligned}$$

$$\delta_{\bar{y}} = \frac{\bar{y} - \bar{Y}}{\bar{Y}},$$

$$\delta_{\bar{z}'} = \frac{\bar{z}' - \bar{Z}}{\bar{Z}},$$

$$\delta_{s_{xy}} = \frac{s_{xy} - S_{xy}}{S_{xy}},$$

$$\delta_{s_x^2} = \frac{s_x^2 - S_x^2}{S_x^2}$$

eşitliklerden yararlanılarak,

$$\bar{x} = \bar{X}(1 + \delta_{\bar{x}})$$

$$\bar{x}' = \bar{X}(1 + \delta_{\bar{x}'})$$

$$\bar{y} = \bar{Y}(1 + \delta_{\bar{y}})$$

$$\bar{z}' = \bar{Z}(1 + \delta_{\bar{z}'})$$

$$s_{xy} = S_{xy}(1 + \delta_{s_{xy}})$$

$$s_x^2 = S_x^2(1 + \delta_{s_x^2})$$

yazılabilmektedir. Bu eşitlikler (3.79) eşitliğinde yerine yazılırsa,

$$\bar{y}_{dro} = \bar{Y}(1 + \delta_{\bar{y}}) + \frac{S_{xy}(1 + \delta_{s_{xy}})}{S_x^2(1 + \delta_{s_x^2})} \left[\frac{\bar{X}(1 + \delta_{\bar{x}'})}{\bar{Z}(1 + \delta_{\bar{z}'})} \bar{Z} - \bar{X}(1 + \delta_{\bar{x}}) \right]$$

olur. Açılımlar için kullanılan önemli bir ifade ise,

$$\frac{1}{1 + \delta_{\theta}} \cong 1 - \delta_{\theta} + \delta_{\theta}^2 - \delta_{\theta}^3 + \delta_{\theta}^4 + \dots, \quad |\delta_{\theta}| < 1$$

biçimindedir. Bu yaklaşımdan yararlanılarak,

$$\frac{1}{(1 + \delta_{s_x^2})} = 1 - \delta_{s_x^2} + \delta_{s_x^2}^2 - \delta_{s_x^2}^3 + \dots$$

$$\frac{1}{(1+\delta_{z'})} = 1 - \delta_{z'} + \delta_{z'}^2 - \delta_{z'}^3 + \dots$$

yazılabilir. Bu ifadeler de yerine konularak cebirsel işlemlerden sonra büyük N için ve $1/n$ cinsinden(bazı terimlerin ihmal edilmesi) eşitlik elde edilir. Eşitliğin her iki yanından $\bar{Y}$ çıkartılarak beklenen değer alınır. Böylece yan miktarı elde edilmektedir. Benzer işlemler HKO için de yapılır. Oldukça karmaşık cebirsel işlemler sonucunda (3.80) ve (3.81) yaklaşık eşitlikleri elde edilir.

Regresyon İçinde Regresyon Tahmini

x_i ile y_i arasında doğrusal bir ilişkinin olduğu ancak regresyon doğrusunun orijinden geçmediği varsayalım. Bu durumda, bilindiği gibi oran tahmini yerine regresyon tahmini kullanılmaktadır. Kiregyera bu durumu da göz önüne alarak,

$$\bar{y}_{\text{dr}} = \bar{y} + b_2[(\bar{x}' - \bar{x}) - b_1(\bar{z}' - \bar{Z})] \quad (3.83)$$

biçiminde regresyon içi regresyon tahminini elde etmiştir. $O(1/n)$ cinsinden yaklaşık yan ve hata kareler ortalaması miktarlarını bir önceki bölümde belirtilen yaklaşımlar ve işlemleri kullanarak ,

$$\text{Yan}(\bar{y}_{\text{dr}}) = \bar{Y}\alpha_1(K\alpha_2 + \frac{1}{n}\alpha_8\alpha_9) \quad (3.84)$$

$$\text{HKO}(\bar{y}_{\text{dr}}) = \bar{Y}^2(\frac{1}{n}C_{020} - K\alpha_1C_{110} + \frac{1}{n'}\alpha_7\alpha_8) \quad (3.85)$$

olarak elde etmiştir. Eşitliklerde,

$$K = \frac{n' - n}{nn'}$$

$$\alpha_7 = C_{200} + C_{002} - 2C_{101}C_{200} / C_{110}$$

$$\alpha_8 = C_{101} / C_{002}$$

$$\alpha_9 = C_{003} / C_{200} + C_{201} / C_{200} - C_{012} / C_{011} - C_{102} / C_{101}$$

biçimindedir. Bu tahmin edicilerin diğer tahmin edicilerle(basit tahmin, çift örneklemede regresyon tahmini, regresyon içi oran tahmini) kuramsal ve deneysel karşılaştırılmaları Kiregyera(1984) tarafından yapılmış ve sonuç olarak regresyon içi regresyon tahmininin hata kareler ortalamasının daha küçük olduğu gösterilmiştir.

3.4.Büyükölçe Orantılı Olasılıksal Örneklemede Yansız Regresyon Tahminleri

Singh ve Srivastava(1980), çalışmalarında bilinen regresyon tahmin edicisini yansızlaştıran iki örnekleme planı sunmuşlardır. Bu planlar SS1 ve SS2 olarak gösterilmektedir.

3.4.1.SS1 Örnekleme Planı

N büyüklüğünde bir kitleden X_i ve X_j ile gösterilen iki birim $(X_i - X_j)^2$ 'ye orantılı olasılıklarla seçilsin. n büyüklüğündeki örnekleme oluşturmak için geriye kalan n-2 birim ise N-2 büyüklüğündeki kitleden basit rasgele olarak seçilsin. Bütün kitle birimleri için yardımcı değişken değerinin bilindiği varsayılmaktadır.Buna göre ilk iki birim için seçim olasılığı,

$$P(i, j) \propto (X_i - X_j)^2, \quad 1 \leq i \leq j \leq N$$

olarak gösterilebilir. SS1 örnekleme planı ile seçilen n büyüklüğündeki bir s örnekleminin seçim olasılığı ise,

$$P(s) = \frac{\sum_{i \in s} \sum_{j \in s} (x_i - x_j)^2}{\binom{N-2}{n-2} \sum_{k=1}^{N-2} \sum_{l=1}^{N-2} (x_k - x_l)^2}, \quad i < j \text{ ve } 1 < k < l < N \quad (3.86)$$

biçiminde olacaktır. $i < j$ için $\sum_i \sum_j (x_i - x_j)^2$ ifadesi,

$$\sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i < j}}^N (x_i - x_j)^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N (x_i - x_j)^2$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i^2 - 2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_j^2 \right) \\
&= \frac{1}{2} \left[(N-1) \sum_{i=1}^N x_i^2 - 2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j + (N-1) \sum_{j=1}^N x_j^2 \right] \\
&= \frac{1}{2} \left[2(N-1) \sum_{i=1}^N x_i^2 - 2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j \right] \\
&= (N-1) \sum_{i=1}^N x_i^2 - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j \\
&= (N-1) \sum_{i=1}^N x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^N x_i \right)^2 + \sum_{i=1}^N x_i^2 \\
&= N \sum_{i=1}^N x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^N x_i \right)^2 \\
&= N(N-1) S_x^2
\end{aligned} \tag{3.87}$$

biçiminde de yazılabileceğinden (3.86) eşitliğinde pay ve paydadaki ifadeler yerine $n(n-1)s_x^2$ ve $N(N-1)S_x^2$ yazılırsa bir s örnekleminin seçim olasılığı,

$$P(s) = \frac{n(n-1)s_x^2}{\binom{N-2}{n-2} N(N-1)S_x^2} = \frac{s_x^2}{\binom{N}{n} S_x^2} \tag{3.88}$$

olarak elde edilmektedir. s_x^2 ve S_x^2 örneklem ve kitle varyanslarıdır. Kitle ortalaması $\bar{Y}$ için yansız regresyon tahmin edicisi,

$$\bar{y}_{ss1} = \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x})$$

bilinen regresyon tahmin edicisidir. Bu tahmin edici SS1 örnekleme planı ile birlikte kullanılır. Büyük bir kitle için tahmin edicinin yaklaşık varyansı Sukhatme et al.(1970) yaklaşımından yararlanılarak (3.80 ve 3.81 eşitliklerinde olduğu gibi),

$$V(\bar{y}_{SS1}) \cong \frac{1}{n}(1-\rho^2)S_y^2 + \frac{1}{n^2}(1-\rho^2)S_y^2 + \frac{1}{n^2} \frac{1}{S_x^2} \left(\frac{2\mu_{11}\mu_{31}}{\mu_{20}} - \frac{\mu_{11}^2\mu_{40}}{\mu_{20}^2} - \mu_{22} \right) \quad (3.89)$$

olarak verilmektedir(Singh and Srivastava,1980). Eğer X ve Y değişmez normal dağılımlı ise varyans,

$$V(\bar{y}_{SS1}) \cong \frac{1}{n}(1-\rho^2)\mu_{02} \quad (3.90)$$

olmaktadır.Eşitliklerde $\mu_{kl} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^k (y_i - \bar{Y})^l$ biçimindedir. Yansız

varyans tahmini ise ,

$$v(\bar{y}_{SS1}) = \bar{y}_{SS1}^2 - \frac{1}{Nn} \frac{S_x^2}{s_x^2} \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 + \frac{(N-n)}{n-1} \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n y_i y_j \right) \quad (3.91)$$

biçiminde verilmektedir(Singh and Srivastava,1980).

3.4.2.SS2 Örneklem Planı

SS2 örneklem planı ise aşağıdaki adımları içermektedir.

ADIM1) İlk birim $X_j'^2$ ye orantılı olasılıkla seçilir.

ADIM2) Kalan n-1 birim N-1 birimden yerine koymadan basit rasgele olarak seçilir.

Bu örneklem planı için bir s örneklem seçim olasılığı,

$$P_s = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}{\binom{N-1}{n-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{X})^2} \quad (3.92)$$

olmaktadır. Yansız regresyon tahmin edicisi ise,

$$\bar{y}_{ss2} = \frac{n(N-1)}{N(n-1)} \left(\bar{y} + \frac{(\bar{X} - \bar{x}) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X}) y_i}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} \right) \quad (3.93)$$

biçimindedir. Büyük bir kitle için varyans ifadesi yine aynı yaklaşımlar kullanılarak $1/n^2$ 'den yüksek dereceli terimler ihmal edilerek,

$$V(\bar{y}_{ss2}) \cong \frac{1}{n-1} \left\{ (1-\rho^2) \mu_{02} + 3\bar{Y}^2 \mu_{20} \right\} + \frac{1}{(n-1)^2} \left\{ -\frac{\mu_{22}}{\mu_{20}} + \frac{\mu_{11}}{\mu_{20}^2} \left(\frac{2\mu_{31}}{\mu_{11}} - \frac{\mu_{40}}{\mu_{20}} \right) \right. \\ \left. + \frac{2\bar{Y}\mu_{30}}{\mu_{11}} \right\} - 2\bar{Y} \frac{\mu_{21}}{\mu_{20}} - \bar{Y}^2 + \frac{\bar{Y}^2}{\mu_{20}} \quad (3.94)$$

biçiminde verilmektedir. Eğer X ve Y değişmez bir normal dağılım gösteriyorsa, yukarıdaki varyans ifadesi,

$$V(\bar{y}_{ss2}) = \frac{1}{n-1} \left\{ (1-\rho^2) \mu_{02} + 3\bar{Y}^2 \mu_{20} \right\} - \frac{\mu_{02}}{(n-1)^2} \left\{ (1-\rho^2) + \frac{\bar{Y}^2}{\mu_{02}} - \frac{\bar{Y}^2}{\mu_{02}\mu_{20}} \right\}$$

biçimini almakta ve yansız tahmin edicisi ,

$$v(\bar{y}_{ss2}) = \bar{y}_{ss2}^2 - \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N X_i'^2 \left\{ \frac{\left(\sum_{i=1}^n y_i^2 + \frac{N-1}{n-1} \sum_{i=1}^n y_i y_j \right)}{\sum_{i=1}^n x_i'^2} \right\} \quad (3.95)$$

olarak verilmektedir(Singh and Srivastava,1980).

3.5.Periyodik Araştırmalarda Regresyon Tahmini

Örnekleme yöntemlerinde verilerin toplanması çoğunlukla aynı zaman periyodunda olmaktadır. Ancak bazı araştırmalarda verilerin farklı periyodlardan toplanması gerekmektedir. Özellikle işgücü araştırmalarında periyodik anketler yapılarak veriler elde edilmektedir. Bu tür araştırmalar genellikle devlet tarafından yapılan araştırmalardır. Bu şekilde yapılan veri elde etme işlemi çift örnekleme işlemine

benzemektedir(Raj and Chandhok,1998). Burada iki periyod(tekrar,zaman) üzerinden örnekleme yöntemi açıklanarak basit doğrusal regresyon tahmini incelenecektir.

3.5.1.İki Periyodda(Tekrarda) Örnekleme ve Regresyon Tahmini

Örnekleme çekim işlemi iki periyodda yapılmaktadır. Bunun için, birinci periyodda(ocak ayı,1997 yılı gibi) n büyüklüğünde bir örneklem basit rasgele örnekleme ile çekilsin. Bu örneklemden ise $m=\lambda n(0<\lambda<1)$ büyüklüğünde bir alt örneklem elde edilsin. İkinci periyodda yine n büyüklüğüne bir örneklem oluşturmak için birinci periyodda belirlenen altörneklemin m tane gözleminin ikinci periyod değerleri saptanır. Geriye kalan $u=n-m=\omega n$ ($0<\omega<1$) sayıdaki birim ikinci periyodun birimleri arasından rasgele çekilir. Böylece aynı gözlemlere(ortak birimler) ilişkin iki periyod değerleri(herbiri m sayıda), farklı gözlemlere(farklı birimler) ilişkin iki periyod değerleri(herbiri u sayıda) elde edilmiş olur. $n=10$, $m=6$, $u=4$ için bu seçim işlemine göre aşağıdaki gösterim verilebilir.

BİRİNCİ PERİYOD		İKİNCİ PERİYOD	
Gözlem no	Değerler	Gözlem no	Değerler
1	y_{11}	1	y_{21}
2	y_{12}	2	y_{22}
3	y_{13}	3	y_{23}
4	y_{14}	4	y_{24}
5	y_{15}	5	y_{25}
6	y_{16}	6	y_{26}
7	y_{11}^*	15	y_{21}^*
8	y_{12}^*	18	y_{22}^*
9	y_{13}^*	20	y_{23}^*
10	y_{14}^*	35	y_{24}^*

periyodun j . biriminin değeri ortak birimler için y_{ij} , farklı birimler için y'_{ij} olarak gösterilsin. Birinci periyodda ortalama,

$$\bar{y}_1 = (\sum_{i=1}^m y_{1i} + \sum_{i=1}^u y'_{1i})/n$$

olarak bulunur. İkinci periyodda ise ortalama iki farklı biçimde bulunabilir. Birincisi,

$$\bar{y}'_2 = \sum_{i=1}^u y'_{2i} / u ,$$

ikincisi ise,

$$\bar{y}''_2 = \left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_{2i} - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_{1i} \right) + \bar{y}_1 \quad (3.96)$$

biçimindedir. Bu tahminlerin varyansları ise,

$$\begin{aligned} V(\bar{y}_1) &= \frac{\sigma^2}{n} , \\ V(\bar{y}'_2) &= \frac{\sigma^2}{u} \\ V(\bar{y}''_2) &= \frac{\sigma^2}{n\lambda} [1 + (1 - \lambda)(1 - 2\rho)] \end{aligned} \quad (3.97)$$

olarak verilmiştir (Raj and Chandhok, 1998). İkinci periyod için ağırlıklı ortalama ise varyansların tersleri alınarak elde edilmiştir. Bu ağırlıklandırma,

$$\begin{aligned} W_1 &= \frac{1}{V(\bar{y}'_2)} , \\ W_2 &= \frac{1}{V(\bar{y}''_2)} \end{aligned}$$

biçimindedir. Böylece ortalama tahmini,

$$\bar{y}_2 = \frac{W_1 \bar{y}'_2 + W_2 \bar{y}''_2}{W_1 + W_2}$$

olarak yapılmaktadır. Varyans tahmini ise,

$$\begin{aligned} V(\bar{y}_2) &= \frac{1}{W_1 + W_2} \\ V(\bar{y}_2) &= \frac{\sigma^2 (1 + (1 - 2\rho)\omega)}{n(1 + (1 - 2\rho)\omega^2)} \end{aligned}$$

biçiminde elde edilmektedir. Varyansı en küçük yapan ω ve λ değerleri ω 'ye göre türev alınıp sıfıra eşitlenerek,

$$\omega = \frac{1}{1 + \sqrt{2}\sqrt{1-\rho}},$$

$$\lambda = \frac{\sqrt{2}\sqrt{1-\rho}}{1 + \sqrt{2}\sqrt{1-\rho}}$$

olarak bulunabilmektedir. İkinci periyod için bulunan ortalamanın tahmininde regresyon tahmin edicisi Cochran(1963) ve Jessen(1942) tarafından ele alınmıştır. Regresyon tahmini $\bar{y}_2''$ ortalamasının bulunmasında kullanılmaktadır. Bu ortalama tahmini,

$$\begin{aligned}\bar{y}_{2dr}'' &= \bar{y}_2^o + b(\bar{y} - \bar{y}_1^o) \\ &= \bar{y}_2^o + \omega b(\bar{y}_1^f - \bar{y}_1^o)\end{aligned}\quad (3.98)$$

biçimde yapılmaktadır.(3.98) eşitliğinde,

$$\bar{y} = \lambda \bar{y}_1^o + \omega \bar{y}_1^f$$

biçimindedir.o ve f üst indisleri ortak ve farklı olan birimleri, alt indisler ise periyodları göstermektedir. Bu tahmin edicinin varyansı ise,

$$\begin{aligned}V(\bar{y}_{2dr}'') &= \frac{\sigma^2}{n\lambda} + \rho^2 \omega^2 \sigma^2 \left(\frac{1}{n\lambda} + \frac{1}{n\omega} \right) - 2\omega \rho^2 \frac{\sigma^2}{n\lambda} \\ V(\bar{y}_{2dr}'') &= \frac{\sigma^2}{n\lambda} (1 - \omega \rho^2)\end{aligned}\quad (3.99)$$

olarak verilmektedir(Raj and Chandhok,1998).

3.6.Kontrollü Örnekleme Planında Regresyon Tahmini

İstenmeyen örneklem ya da örneklemelerin seçim olasılığını minimum yapmak için kullanılan örneklem planı kontrollü örnekleme planı olarak adlandırılmaktadır(Rao and Nigam,1990). Kumar(1994) tarafından yapılan çalışmada yansız regresyon tahmini veren bir kontrollü örnekleme planı sunulmaktadır. Sunulan örnekleme planı, Singh ve Srivastava(1980)'nın önerdikleri örnekleme planı ile birlikte Rao ve Nigam(1990) tarafından önerilen toplam genişliğe orantılı olasılıksal kontrollü örneklemeyle dayalı olan dengeli tamamlanmamış blok düzeni(balanced incomplete block design(BIBD)) kullanılarak geliştirilmiştir.

Rao ve Nigam çalışmalarında BIBD(v, b, r, k, λ) ile doğrusal programlamayı kullanarak kontrollü genişliğe orantılı olasılıksal seçimi önermişlerdir. Önerilen seçim planı ile istenmeyen elemanların oluşturduğu örneklemelerin seçim olasılığı en aza indirilmektedir.

Kumar tarafından sunulan kontrollü örneklemede $v=N$, $k=n$ olmak üzere bir BIBD'nin blokları örneklemeler(kontrollü örneklemeler) olarak alınmakta ve sonra s_x^2 örneklem varyansına orantılı olasılıksal seçimle bir örneklem seçilmektedir. Belirli bir s örnekleminin seçim olasılığı,

$$P_c(s) = \frac{n(N-1)}{rN(n-1)} \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \quad (3.100)$$

dir. Ortalamanın tahmini için bilinen regresyon tahmini ,

$$\bar{y}_{dr} = \bar{y} + b(\bar{X} - \bar{x})$$

kullanılmaktadır. Kumar, (3.100) seçilme olasılığıyla ortalama tahmininin yansız olduğunu belirtmektedir. Varyansın yansız bir tahmin edicisini ise büyük n için yaklaşık olarak,

$$v_c(\bar{y}_{dr}) = \bar{y}_{dr}^2 - \frac{1}{nN} \frac{S_x^2}{s_x^2} \left[\sum_{i=1}^n y_i^2 + \frac{N-1}{n-1} \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n y_i y_j \right] \quad (3.101)$$

biçiminde vermektedir. Böylece göstermektedir ki; sunduğu kontrollü örnekleme planı varyansı yaklaşık olarak SS1 örnekleme planı(3.91) varyansına eşittir.

3.7. Sıralı Küme Örneklemesinde(SKÖ) Regresyon Tahmini

Sıralı küme örnekleme basit rasgele örnekleme'ye seçenek olarak geliştirilen maliyeti düşük bir yöntem olarak önerilmektedir. Yöntem, kitleden rasgele olarak seçilen birimlerin öncelikle sıralanıp, daha sonra yalnızca belirlenen birimlerin ölçülmesine dayanmaktadır.

Özellikle Çevresel ve Ekolojik alanlarda yapılan çalışmalarda kullanılan bir örnekleme yöntemidir. Araştırmacılar seçilecek birimin tam ölçümünün zor, zaman alıcı, para ya da emek açısından pahalı ancak ilgilenilen özellikleri yönünden sıralanmasının görsel yoklama(gözlerle karşılaştırma) ya da tam ölçüm gerektirmeyen bir yöntem uygun olduğu bir durumla karşılaşabilirler. Örneğin, ilgilendiğimiz ölçüm, ağaçların ortalama boylarının tahmini ise, tam ölçüm yapmak yerine görsel yoklamaya dayanarak ağaçların küçük bir kümesinde sıralama yapmak daha kolay olacaktır.

McIntyre(1952), çalışmasında ortalama mera hasılasını tahmin etmek istemiştir. Amacı görsel yoklamaya dayalı olarak toplanan bilgilerin tahminlerini etkin olarak birleştirerek, basit rasgele örnekleme(BRÖ)'deki gibi yansızlığı sağlamaktır. Yöntemin temeli, örnekleme seçilen birimlerin tümünün rasgele olarak küçük gruplara ayrılmasına dayalıdır. Daha sonra herbir grubun birimleri diğer birine göre sıralanmakta ve sıralamanın kriterine dayalı olarak herbir grubun bir birimi tam olarak ölçülmek üzere seçilmektedir. Çalışmalarda sıralama hataları olması durumunda da sıralı küme örnekleme(SKÖ)'nin en azından aynı büyüklüklü BRÖ kadar etkili olduğu gösterilmektedir. Yöntemin diğer yöntemlere göre etkinliği sıralamanın doğruluğu, küme büyüklüğü ve belirlenen kitle dağılımı gibi etkenlerin optimal olmasıyla sağlanabilir. McIntyre(1952)'nin önermesi, Halls ve Dell(1966)'in bir çam ormanında otlak hasılası tahmini için yöntemin uygulanabilirliğini inceleyen bir saha denemesi yapmasına kadar, uzun bir süre ilgi çekmemiştir. Bu araştırmacılar deneysel olarak SKÖ'nin BRÖ'den daha etkin olduğunu ve iki ayrı gözlemcinin kişisel sıralamalarının optimal sıralama için kullandıkları yöntemleri incelemişlerdir. SKÖ' nin çim yığını ve biçilen çimlerdeki yonca içeriğinin tahminine uygulaması da Cobby et al.(1985) tarafından incelenmiştir. Stokes(1980), SKÖ'ne dayalı kitle varyansının bir tahmin edicisini elde etmiştir. Bu tahmin edicinin sıralama hatası olduğu durumlarda da asimtotik olarak yansız olduğunu göstermiştir.

Sıralı küme örneklemesinde seçim işlemi, sonsuz bir kitleden m birimli m sayıda, toplam m^2 birim içeren örneklem çekmek şeklinde yapılır. Diğer bir deyişle, m^2 sayıda birim çekilebilir ve rasgele olarak m eşit örnekleme ayrılabilir. Genellikle m , araştırmacı tarafından seçilmesi gereken bir düzen parametresidir.

Daha sonra herbir örneklem birimleri ilgilenilen değişkenlerin tam ölçümünü gerektirmeyen bir görsel yoklama ya da herhangi bir teknik ile sıralanır. Birinci örneklemin en küçük sıra sayılı birimi alınır, ikinci örneklemin ikinci en küçük sıra sayılı birimi alınır ve bu şekilde işlem m. örneklemin en büyük sıra sayılı birimi alınana kadar sürer. Alınan birimler ölçülür. Bu işlem doğal bir şekilde seçilmiş m^2 birimden yapılacak m ölçümü kapsamaktadır. Pratikte m, yargısal sıralamayı kolaylaştırmak için küçük olarak seçilmektedir. Çıkarsamada yeterli ölçümü sağlamak için tüm işlemler t kez (tekrar sayısı) tekrarlanabilir. Böylece seçilen birim sayısı $m^2 \cdot t$ birimden $n=mt$ olur. Bu n sayıdaki ölçülen birimler sıralı küme örneklemini oluşturmaktadır. Bu örnekleme işlemi McIntyre(1952)'nin tanımından, Takahasi ve Wakimoto(1968)'nin daha sonraki adlandırmasından MTW örnekleme olarak ta adlandırılmaktadır(*Encyclopedia of Statistical Sciences, 1986*). Yöntemi daha iyi açıklamak için, küme büyüklüğü(ilk örneklem büyüklüğü) $m=3$, tekrar sayısı $t=4$ olarak alınsın. Örnekleme planı aşağıdaki şekil1 ile gösterilebilir(Patil et al.,1994).

		m=3 Sıralama		
t. tekrar		1	2	3
1		⊙	•	•
		•	⊙	•
		•	•	⊙
2		⊙	•	•
		•	⊙	•
		•	•	⊙
3		⊙	•	•
		•	⊙	•
		•	•	⊙
4		⊙	•	•
		•	⊙	•
		•	•	⊙

Şekil 3.1. SKÖ Planı

©, sıralı küme örneklemini oluşturan ölçülmüş birimleri göstermektedir. Şekil3.1’de her bir satır (çizgilerle ayrılmış kısımlar) her bir tekrar ($t=1,2,3,4$) için bir yargısal sıralı örnekleme gösterir. Kitleden $m^2=36$ birim rasgele çekilmekte ancak yalnızca $n=12$ birim istenen sıralı küme örneklemini oluşturmak amacıyla ölçülmektedir.

$Y_{11}, Y_{12}, \dots, Y_{1m}; Y_{21}, Y_{22}, \dots, Y_{2m}; \dots; Y_{m1}, Y_{m2}, \dots, Y_{mm}$ aynı $F(y)$ birikimli dağılım fonksiyonuna sahip bağımsız rasgele değişkenler olsun. Aynı zamanda $Y_{i(1)}, Y_{i(2)}, \dots, Y_{i(m)}$ ’ler $Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{im}$ ($i=1,2,\dots,m$)’in karşılık gelen sıralı istatistiklerini tanımlasın. Buna göre $Y_{1(1)}, Y_{2(2)}, \dots, Y_{m(m)}$ sıralı küme örneklemini oluşturur (yalnızca bir tekrar için). Çıkarımlar için, hiçbir sıralama hatası olmadığı varsayılmaktadır.

Tekrar sayısı bir olduğunda rasgele çekilen birimler için değerler aşağıdaki şekilde olduğu gibi düzenlenebilir.

Çizelge 3.1. Sıralı Küme Örnekleme Birimlerinin Seçim Aşamalarındaki Değerleri

küme (Sıralanmamış m^2 büyüklüklü seçilen ilk örneklem)					
<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	.	.	<u>m</u>
Y_{11}	Y_{21}	Y_{31}	.	.	Y_{m1}
Y_{12}	Y_{22}	Y_{32}	.	.	Y_{m2}
.	.	.	.	.	.
Y_{1m}	Y_{2m}	Y_{3m}	.	.	Y_{mm}
küme (Sıralama sonrası)					
<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	.	.	<u>m</u>
$Y_{1(1)}$	$Y_{2(1)}$	$Y_{3(1)}$	.	.	$Y_{m(1)}$
$Y_{1(2)}$	$Y_{2(2)}$	$Y_{3(2)}$	.	.	$Y_{m(2)}$
.	.	.	.	.	.
$Y_{1(m)}$	$Y_{2(m)}$	$Y_{3(m)}$	.	.	$Y_{m(m)}$
ölçülmüş birimler (sıralı küme örneklemini oluşturan ölçülmüş birimler)					
<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	.	.	<u>m</u>
$Y_{1(1)}$	*	*	.	.	*
*	$Y_{2(2)}$	*	.	.	*
.	.	.	.	.	.
*	*	*	.	.	$Y_{m(m)}$

Yalnızca bir tekrar için , sıralı küme örnekleminin ortalaması,

$$\bar{y}_{skö} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Y_{i(i)} \quad (3.102)$$

olarak tanımlanır. Kolaylık sağlaması için $Y_{i(i)}$, $Y_{(i:m)}$ olarak da yazılmaktadır. Bu gösterim $Y_{(i:m)}$ 'in kitleden gelen i:m'inci sıralı istatistikteki bir gözlemi belirtmektedir. Bu durumda;

$$\bar{y}_{skö} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Y_{(i:m)} \quad (3.103)$$

olur. Buradan,

$$E(\bar{y}_{skö}) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m E[Y_{(i:m)}] = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \mu_{(i:m)} = \mu$$

Burada $E[Y_{(i:m)}] = \mu_{(i:m)}$ i'inci sıralı küme ortalamasını gösterir. $\bar{y}_{skö}$ kitle ortalaması μ 'nün yansız bir tahminidir. Rasgele örneklem çekimine ilişkin tüm işlem t kez tekrarlandığında, j. tekrardaki i. örneklemden i. sıralı istatistik $Y_{(i:m)j}$ ile tanımlanmaktadır. Kitle ortalaması μ 'nün yansız tahmin edicisi,

$$\bar{y}_{skö} = \frac{\sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m Y_{(i:m)j}}{mt} \quad (3.104)$$

olmaktadır. Herbir sıralı küme ortalaması ve varyansı $\mu_{(i:m)}$ ve $\sigma_{(i:m)}^2$ olarak gösterilmektedir. Şekil 3.1'de kesikli çizgilerle ayrılan sütunlar gruplar olarak düşünülmekte ve gruplararası varyans $V(\bar{y}_{skö})$ elde edilmek istenmektedir. Kitle ortalaması varyansı,

$$V(\bar{y}_{skö}) = \frac{1}{mt} \sum_{i=1}^m \frac{\sigma_{(i:m)}^2}{m} \quad (3.105)$$

ve Toplam Varyans = Gruplararası Varyans + Gruplariçi Varyans, olduğundan varyansa eşdeğer bir ifade,

$$V(\bar{y}_{skö}) = \frac{1}{mt} \left\{ \sigma^2 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\mu_{(im)} - \mu)^2 \right\} \quad (3.106)$$

olmaktadır. σ^2 kitle varyansını göstermektedir..

3.7.1.Sıralı Küme Örneklemesinin Basit Rasgele Örnekleme İle Karşılaştırılması

mr gözlemlü, mr ölçümlü bir basit rasgele örneklemin ortalamasının varyansı ile rasgele olmayan m^2 r gözlemlü, mr ölçümlü bir sıralı küme örnekleminin ortalamasının varyansı karşılaştırılmaktadır. Sıralı örneklemeler dikkate alınmamakta yalnızca ölçümlerin maliyeti incelenmektedir. (3.106) varyansı kullanılarak iki tahmin edicinin göreceli duyarlılığı (GD) ,

$$GD = \frac{V(\bar{y})}{V(\bar{y}_{skö})} ,$$

$$GD = \frac{\sigma^2 / mt}{\frac{1}{mt} \left\{ \sigma^2 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\mu_{(im)} - \mu)^2 \right\}} , \quad (3.107)$$

$$GD = \frac{1}{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{\tau_{(i)}}{\sigma} \right)^2} \quad (3.108)$$

olarak elde edilmektedir. Eşitlikte,

$$\tau_{(i)} = \mu_{(im)} - \mu \quad (3.109)$$

biçimindedir. Göreceli etkinlik ölçüleri, göreceli maliyet (GM) ve göreceli tasarruf (GT),

$$GM = \frac{1}{GD} ,$$

$$GT = 1 - GM$$

biçimindedir. Buna göre Göreceli Tasarruf ,

$$GT = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{\tau_{(i)}}{\sigma} \right)^2 \quad (3.110)$$

olarak gösterilebilir. GT pozitif iken SKÖ'nin her zaman aynı ölçümlü BRÖ'den daha duyarlı olduğu söylenebilir.

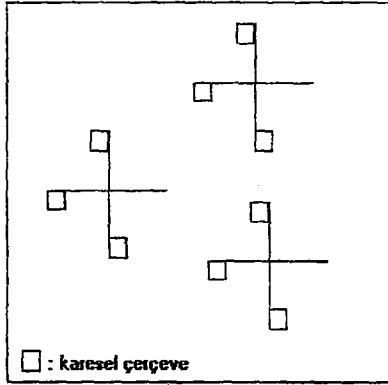
3.7.2.Sıralı Küme Örneklemesi Uygulamalarındaki Sorunlar

SKÖ seçim işleminde en önemli koşul, herbir örneklemdaki birimlerin bağımsız olarak seçilmesidir. Rasgele seçilecek birimlerin birbirinden uzak(dağınık) olması durumunda ise, gözlerle karşılaştırma yapmak zorlaşacaktır. Bu durumda önemli örneklem seçim işlemi zorlukları ortaya çıkabilmektedir. Bu yüzden, SKÖ seçim işlemi genellikle iki aşamalı olarak yürütülmektedir. Önce çalışma alanından rasgele olarak bölgeler seçilmekte, daha sonra seçilen bölgelerdeki birimler sıralanmaktadır. Böyle bir seçim işleminde uygulanan çeşitli yaklaşımlar vardır. Örneğin bir 'artı şekli' ya da 'dairesel çerçeve' seçilen bölgeler içinde yere atılır(şekil3.2. ve şekil3.3). Sabit büyüklükteki kare çerçeveler ya kare şekillerde belirlenen noktalara konulur, ya da dairesel çerçeve içinde rasgele olarak yerleştirilir. Halls ve Dell(1966), bu yaklaşımı kullanmış ve çalışmalarında SKÖ yönteminin duyarlılığının azalmadığını göstermişlerdir.Buna karşılık Cobby et al.(1985), Halls ve Dell(1966)'in çalışmasında bu yaklaşımın kümeler arasında değişimin artmasına neden olduğunu ve böylece SKÖ yönteminin BRÖ yöntemine göre üstünlüğünün azaldığına dikkat çekmiştir. Cobby tarafından belirtilen duruma ilişkin olarak, 1952 yılında McIntyre çalışma alanının eşit büyüklüklü bölgelere ayrılmasını ve her bölgeden eşit sayıda örneklemelerin seçilmesinin uygun olacağını önermişti. McIntyre, eğer "bölgesel değişim" toplam değişimin önemli bir kısmını açıklıyorsa bölgesel SKÖ işleminin her durumda etkin olacağını belirtmiştir.

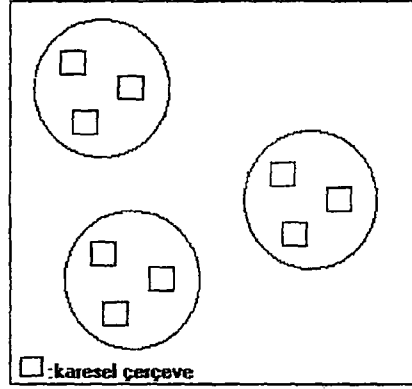
SKÖ'nin başarısı rasgele seçilen birimlerin yargısal sıralanmasının en iyi şekilde yapılmasına bağlıdır. Sıralama, ölçümsüz tabakalama gibi düşünülebilir. Ancak yargısal sıralama gerçek sıralama ile her zaman uyuşmayabilir. Bu SKÖ'nin başarısını ters yönde etkileyen sıralama hatasına neden olur.

Bazen görsel yoklama ile seçilen birimleri sıralamak zor hatta olanaksızdır. O zaman, birlikte değişen bir yardımcı bilginin yardımıyla sıralama gerçekleştirilebilir. Yardımcı bilginin kolaylıkla ölçülebilir ve ilgili y; değişkeni ile ilişkili olması gerekir. Yardımcı bilgi genellikle bir yardımcı değişken adını almakta ve X ile

gösterilmektedir. Sıralamayı gerçekleştirmek için herbiri m birime sahip değişmez örneklemeler kitleden çekilir. En küçük X_i ile ilişkili Y_i birinci örneklemden ölçülür, ikinci en küçük X_i ile ilişkili Y_i ikinci örneklemden ölçülür, ve işlem son olarak en büyük X_i ile ilişkili Y_i m . örneklemden ölçülene kadar devam eder. Tüm işlem y_i değişkeninin mt ölçümünü elde etmek üzere t kez tekrarlanır.



Şekil 3.2. Artı Şekli



Şekil 3.3. Dairesel Çerçeve

3.7.3. Küme Büyüklüğü ve Kitle Dağılımının Etkisi

SKÖ uygulamalarında en önemli noktalardan birisi de m küme büyüklüğünün seçimidir. Takahasi ve Wakimoto(1968), $n=mt$ ölçümler sayısı arttığında, $V(\bar{y}_{sko})$ 'nin m 'nin azalan bir fonksiyonu olduğunu göstermiştir.(3.106) göreli duyarlılığı(GD), t 'ye bağlı olmadığından SKÖ'nin göreli duyarlılığı, verilen bir kitle için küme büyüklüğünün artan fonksiyonudur. O halde matematiksel olarak, SKÖ tahmin edicisinin duyarlılığı bilinen bir örneklem büyüklüğü için artan m ve azalan t ile artırılabilir. Bu ifade en iyi SKÖ tahmin edicisinin bir tek tekrar ile elde edilebileceği anlamını verir. Bununla beraber, çok birim var olduğunda sıralamanın zorluğundan dolayı t 'nin artması genellikle pratik değildir. Bu nedenden m 'nin seçimi tahminin duyarlılığı ve sıralamanın uygunluğu bakımından önemlidir.

McIntyre(1952), belirli dağılımlar üzerinde yaptığı sayısal çalışmalarına dayanarak GD'nin bilinen dağılımlar için $(m+1)/2$ 'den daha az olamayacağı sonucunu çıkarmıştır. Bu sonuç, en iyi sıralama varsayımı altında geçerlidir. Bununla beraber,

Takahasi ve Wakimoto(1968) tarafından da bu desteklenmiştir. Onlar da GD'nin 1(alt sınır) ile $(m+1)/2$ (üst sınır) arasında değiştiğini göstermişlerdir. Üst sınırın yalnızca dikdörtgensel dağılım durumunda geçerli olduğunu da belirtmişlerdir.

Aynı zamanda McIntyre(1952), kitlenin çarpıklığının artmasıyla GD'nin azaldığını göstermiştir. Dell(1969), belirli dağılımlar için bu konu üzerinde çalışmıştır. O da çarpıklığın SKÖ' nin GD'si üzerinde ters bir etki yaptığı sonucuna ulaşmıştır.

3.7.4.Sıralı Küme Örneklemesi Yönteminde Varyans Tahmini

Stokes(1980), Sıralı Küme Örneklemesinde σ^2 kitle varyansına ilişkin bir tahmin edici sunmaktadır. Bu varyans, sıralamadaki hataların varlığı dikkate alınmaksızın asimtotik olarak yansız ve aynı büyüklüklü bir rasgele örneklemede bilinen tahmin ediciden daha küçüktür(Stokes,1980). $Y_{[i:m]j}$, i. sırada j.tekrardaki bir birimin ölçülmüş değeri olsun($i=1,2,\dots,m$ ve $j=1,2,\dots,t$). Y_{ij} , $\text{Var}(y_i) = \sigma^2$ ile aynı kitleden seçilen m sayıda, bağımsız özdeş dağılımlı rasgele değişkenlerin bir örneklemindeki ölçümler olsun. Basit rasgele örneklemeyle dayalı σ^2 'nin bilinen tahmin edicisi,

$$s^2 = \frac{1}{mt-1} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m (Y_{ij} - \bar{y})^2$$

biçimindedir. Burada bilindiği gibi,

$$\bar{y} = \frac{\sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m Y_{ij}}{mt}$$

dir.

Stokes(1980), SKÖ için,

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{mt-1} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m (Y_{(i:m)j} - \bar{y}_{skö})^2 \quad (3.111)$$

biçiminde tahmin önermektedir. Eşitlikte,

$$\bar{y}_{skö} = \frac{\sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m Y_{(i:m)j}}{mt}$$

olarak alınmaktadır. Böylece,

$$E[\hat{\sigma}^2] = \frac{E\left[\sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^m Y_{(im)j}^2 - m\bar{y}_{sko}^2\right]}{mt-1} \quad (3.112)$$

$$E[\hat{\sigma}^2] = \sigma^2 + \frac{\sum_{i=1}^m \tau_{(i)}^2}{m(mt-1)} \quad (3.113)$$

biçiminde sadeleştirilebilmektedir. Burada,

$$\tau_i = \mu_{(im)} - \mu \quad (3.114)$$

biçimindedir. Bu göstermektedir ki, $\hat{\sigma}^2$ yanlı tahmin edicidir. Ancak t ya da m artarken asimtotik olarak yansızlığa yaklaşmaktadır.

3.7.5. Basit Doğrusal Regresyon Tahmini

SKÖ yönteminin, ölçümlerin elde edilmesinin zor ya da pahalı, ancak ilgilenilen y_i değişkenine göre birimlerin sıralanmasının daha kolay ve ucuz olduğu durumlar için BRÖ'ye seçenek maliyeti etkin bir yöntem olarak ortaya atıldığı yukarıda ifade edilmişti.

Bununla beraber, genellikle sıralama en iyi şekilde yapılamayabilir. Bu durumda Stokes(1977), bir x_i yardımcı değişkenine dayalı olarak yapılan sıralamayı incelemiştir. Örneğin, bir sahada zarar görmüş bitkisel alan miktarına göre kirlilik düzeyleri sıralanabilir. Diğer bir örnek, bir ormandaki ağaçların hacimlerinin, çaplarının sıralanmasıyla tahmin edilmesidir. Bu örneklerde ilgilenilen değişkenin (kirlilik düzeyi ya da ağacın hacmi) yardımcı değişken(zarar görmüş alan ya da ağacın çapı) ile yüksek ilişkili olduğu varsayılmaktadır. Sıralama için herbiri m birimli m rasgele örneklem kitleden çekilmektedir. Daha sonra, Y_i 'ler i. örneklemden ($i=1,2,...,m$) i. en küçük X_i ile ilişkilendirilmektedir. Tüm bu işlemler t kez tekrarlanmaktadır. Böylece y_i değişkenine ilişkin $n=mt$ ölçüm elde edilmektedir. X 'lerin sıralanmasında hiçbir hata olmadığı varsayılmaktadır. Aynı zamanda x_i üzerinde y_i 'nin regresyonunun doğrusal olduğu da varsayılmaktadır. Stokes(1977), y_i 'nin kitle ortalaması μ_y 'nin tahmininde, SKÖ için örneklem ortalaması $\bar{y}_{sko}$ (SKÖ

tahmin edicisi)'nin halen yansız olduğunu ve aynı mır büyüklüklü BRÖ için ortalama $\bar{y}$ (BRÖ tahmin edicisi)'nin varyansından daha küçük varyansa sahip olduğunu göstermiştir.

Stokes(1977)'a ait çalışmada, yardımcı değişken yalnızca sıralamada katkı sağlamakta iken, Yu ve Lam(1997)'nin çalışmasında ise hem sıralamada hem de kitle ortalaması μ_y 'nin tahmininde X yardımcı değişkeni kullanılmaktadır. Patil, Sinha ve Taillie(1993), SKÖ tahmin edicisinin başarısının önemli bir şekilde BRÖ regresyon tahmin edicisinden, ilgilenilen değişken ile yardımcı değişken arasındaki ilişki çok yüksek ($|\rho| > 0.85$) olmadıkça daha etkin olacağını göstermişlerdir. Bununla beraber daha etkin bir SKÖ tahmin edicisinin Yu ve Lam(1997)'nin çalışmasında kullanılarak sonuç verebildiği gösterilmektedir. Burada onların çalışmasına dayalı olarak regresyon tahmini tanıtılmaktadır. Yardımcı değişken kitle ortalaması μ_x bilindiğinde ve bilinmediğinde SKÖ'de regresyon tahmin edicisi incelenmektedir.

Yardımcı Değişken Kitle Ortalaması Bilindiğinde Regresyon Tahmin Edicisi

Yu ve Lam(1997), kolaylıkla ölçülebilen ve ilgilenilen değişken y_i ile pozitif ilişkili x_i yardımcı değişken ortalamaları yardımıyla SKÖ'de basit doğrusal regresyon tahminini gerçekleştirilmiştir. Buna göre,

$$Y_i = \mu_y + \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (X_i - \mu_x) + \varepsilon_i \quad (3.115)$$

olduğu varsayılmaktadır. x_i üzerinde y_i 'nin regresyonu doğrusaldır.

x_i ve ε_i bağımsız ve $E(\varepsilon_i)=0$, $V(\varepsilon_i)=\sigma_y^2(1-\rho^2)$ varsayımları geçerlidir. Regresyon tahmini,

$$Y_{(i)j} = \mu_y + \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (X_{(i)j} - \mu_x) + \varepsilon_{(i)j}, \quad i=1,2,\dots,m \quad j=1,2,\dots,t \quad (3.116)$$

olarak yazılabilmektedir. Burada,

$X_{(i)j}$: t. tekrarda i.örneklemin i. en küçük X değeri,

$Y_{(i)j}$: X_i 'ye karşılık gelen Y_i değeridir.

μ_x kitle ortalaması bilindiğinde ve B önceden belirlenen bir sabit ise,

$$\bar{y}_d = \bar{y}_{skö} + B(\mu_x - \bar{x}_{skö}) \quad (3.117)$$

sıralı küme örneklemesinde fark tahmin edicisi olarak ele alınmaktadır. Bu denkleme,

$$\bar{y}_{skö} = \frac{1}{mt} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m Y_{(i)j} \quad (3.118)$$

$$\bar{x}_{skö} = \frac{1}{mt} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m X_{(i)j} \quad (3.119)$$

dir. $\bar{y}_{skö}$ ve $\bar{x}_{skö}$ yansız olduğundan $\bar{y}_d$ 'nin de yansız olduğu kolayca görülmektedir.

Eğer varsayımlar sağlanıyor ise, (3.117)'den varyansa geçilirse,

$$V(\bar{y}_d) = B^2 V(\bar{x}_{skö}) - 2B\rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x} V(\bar{x}_{skö}) + V(\bar{y}_{skö}) \quad (3.120)$$

olur. Burada (3.116)'den,

$$V(\bar{x}_{skö}) = \frac{\sigma_x^2}{mt} \left[1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{E(X_{(i)j} - \mu_x)}{\sigma_x} \right)^2 \right] \quad (3.121)$$

$$V(\bar{y}_{skö}) = \frac{\sigma_y^2}{mt} \left[1 - \frac{\rho^2}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{E(X_{(i)j} - \mu_x)}{\sigma_x} \right)^2 \right] \quad (3.122)$$

biçimindedir. (3.122) eşitliği aşağıdaki gibi çıkarsanabilir. (3.116) ve (3.118) eşitliklerinden,

$$\bar{y}_{skö} = \mu_y + B(\mu_x - \bar{x}_{skö}) + \bar{\epsilon}$$

yazılabilir. Buradan,

$$E(\bar{y}_{skö}) = \mu_y$$

olarak yansızlığı görülmektedir. Böylece varyans ifadesi,

$$\begin{aligned} V(\bar{y}_{sk\ddot{o}}) &= E(\bar{y}_{sk\ddot{o}})^2 - [E(\bar{y}_{sk\ddot{o}})]^2 \\ &= E(\bar{y}_{sk\ddot{o}})^2 - \mu_y^2 \end{aligned}$$

olarak yazılabilmektedir. $\bar{y}_{sk\ddot{o}}$ ifadesi yerine konulursa,

$$\begin{aligned} V(\bar{y}_{sk\ddot{o}}) &= E[\mu_y + B(\mu_x - \bar{x}_{sk\ddot{o}}) + \bar{\epsilon}]^2 - \mu_y^2 \\ &= \mu_y^2 + 2\mu_y E[B(\mu_x - \bar{x}_{sk\ddot{o}}) + \bar{\epsilon}] + E[B(\mu_x - \bar{x}_{sk\ddot{o}}) + \bar{\epsilon}]^2 - \mu_y^2 \end{aligned}$$

eşitliğin sağ yanındaki ikinci terimin sıfır olduğu görülmektedir. Böylece,

$$\begin{aligned} V(\bar{y}_{sk\ddot{o}}) &= \mu_y^2 + E[B^2(\mu_x - \bar{x}_{sk\ddot{o}})^2 + 2B(\mu_x - \bar{x}_{sk\ddot{o}})\bar{\epsilon} + \bar{\epsilon}^2] - \mu_y^2 \\ &= B^2 E(\mu_x - \bar{x}_{sk\ddot{o}})^2 + 2B\bar{\epsilon} E(\mu_x - \bar{x}_{sk\ddot{o}}) + E(\bar{\epsilon}^2) \\ &= B^2 E(\mu_x - \bar{x}_{sk\ddot{o}})^2 + E(\bar{\epsilon}^2) \end{aligned}$$

biçiminde elde edilir. $E(\bar{\epsilon}) = 0$ olduğundan $V(\bar{\epsilon}) = E(\bar{\epsilon}^2)$ yazılabilir. Bilinen

$V(\epsilon_i) = \sigma_y^2(1 - \rho^2)$ eşitliğinden,

$$V(\bar{\epsilon}) = \sigma_y^2(1 - \rho^2) / mt$$

yazılabilir. Buradan,

$$\begin{aligned} V(\bar{y}_{sk\ddot{o}}) &= B^2 E(\mu_x - \bar{x}_{sk\ddot{o}})^2 + \sigma_y^2(1 - \rho^2) / mt \\ &= B^2 V(\bar{x}_{sk\ddot{o}}) + \sigma_y^2(1 - \rho^2) / mt \end{aligned}$$

eşitliğinde (3.118) yerine yazılırsa,

$$V(\bar{y}_{sk\ddot{o}}) = \rho^2 \frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2} \frac{\sigma_x^2}{mt} \left[1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{E(X_{(i)j} - \mu_x)}{\sigma_x} \right)^2 \right] + \sigma_y^2(1 - \rho^2) / mt$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\sigma_y^2}{mt} \left[\rho^2 - \frac{\rho^2}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{E(X_{(i)j} - \mu_x)}{\sigma_x} \right)^2 + 1 - \rho^2 \right] \\
&= \frac{\sigma_y^2}{mt} \left[1 - \frac{\rho^2}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{E(X_{(i)j} - \mu_x)}{\sigma_x} \right)^2 \right]
\end{aligned}$$

eşitliğine ulaşılmaktadır.

Herhangi bir B için $\bar{y}_d$ yansız olduğundan, B'nin optimal değeri $V(\bar{y}_d)$ 'nin minimize edilmesiyle elde edilmektedir. Böylece,

$$B^* = \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x}$$

olur. Bununla beraber, B^* bilinmiyor ise B'nin doğal bir tahmin edicisi;

$$\hat{B} = \frac{\sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m (X_{(i)j} - \bar{x}_{skö}) (Y_{(i)j} - \bar{y}_{skö})}{\sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m (X_{(i)j} - \bar{x}_{skö})^2}$$

olmaktadır. Böylece, μ_y için SKÖ tahmin edicisi (3.121)'den,

$$\bar{y}_{sdr} = \bar{y}_{skö} + \hat{B}(\mu_x - \bar{x}_{skö}) \quad (3.123)$$

olarak tanımlanır.

Teorem 3.2. (3.116)'ün sağlandığı varsayılın. O halde (3.123) için,

$$(a) \quad E(\bar{y}_{sdr}) = \mu_y$$

$$(b) \quad V(\bar{y}_{sdr}) = \frac{\sigma_y^2}{mt} (1 - \rho^2) \left[1 + E \left(\frac{\bar{Z}_{SKÖ}^2}{S_Z^2} \right) \right] \quad (3.124)$$

özellikleri geçerlidir. (b)'de,

$$Z_{(i)j} = \frac{X_{(i)j} - \mu_x}{\sigma_x}$$

$$\bar{Z}_{SKÖ} = \frac{1}{mt} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m Z_{(i)j}$$

$$S_z^2 = \frac{1}{mt} \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^m (Z_{(i)j} - \bar{Z}_{SKÖ})^2$$

olarak verilmektedir (Yu and Lam, 1997).

Teorem 3.2'den, $\bar{y}_{reg}$ 'nin her zaman x_i ve y_i 'nin dağılımlarına bakmaksızın yansız olduğu görülebilir. Varyans $Z = \frac{X - \mu_x}{\sigma_x}$ 'in dağılımının seçimine bağlı olan $E(\bar{Z}_{SKÖ}^2 / S_z^2)$ terimini içermektedir.

Karşılaştırma

Görelî duyarlılığın ölçüsü olarak,

$$GD(\bar{y}_{sdr}, \bar{y}_{dr}) = \frac{v(\bar{y}_{dr})}{v(\bar{y}_{sdr})} \quad (3.125)$$

varyans oranı kullanılabilir. Teorem 3.2'den, aşağıda verildiği gibi SKÖ doğal tahmin edici $\bar{y}_{skö}$ 'ye ilişkin SKÖ regresyon tahmin edicisi $\bar{y}_{sdr}$ 'nin görelî duyarlılığını elde edebiliriz.

$$GD(\bar{y}_{sdr}, \bar{y}_{skö}) = \frac{1 - \rho^2 E\left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Z_{(i)j}^2\right)}{(1 - \rho^2) \left[1 + E\left(\frac{\bar{Z}_{SKÖ}^2}{S_z^2}\right)\right]} \quad (3.126)$$

$\bar{y}_{skö}$ 'nin yardımcı değişken x_i üzerinde hiçbir bilginin kullanımını almadığına dikkat ediniz. Bu yüzden daha açık bir karşılaştırma SKÖ regresyon tahmin edicisi ile aşağıda tanımlanan basit rasgele örnekleme dayalı $\bar{y}_{dr}$ tahmin edicisi ile karşılaştırma yapmaktır.

$$\bar{y}_{dr} = \bar{y} + \hat{\beta}(\mu_x - \bar{x})$$

$\bar{x}$: X örneklem ortalaması (mr sayıda gözleme dayalı)

$\bar{y}$: Y örneklem ortalaması (mr sayıda gözleme dayalı)

$\hat{\beta}$: Kitle regresyon katsayısı β 'nin en küçük kareler tahmin edicisi.

Genel olarak, $\bar{y}_{dr}$ tahmin edicisi yanlıdır ve duyarlılığı $MSE(\bar{y}_{dr})$ ile ölçülebilmektedir. Ancak örneklem, değişmez normal kitleden çekildiğinde, $\bar{y}_{dr}$ tahmin edicisinin yansız olduğu bilinmektedir(Tikkiwal 1960). Sukhatme et al.(1970) göstermektedir ki; normal dağılımlı bir kitleden çekildiği varsayılan mn büyüklüklü örneklemin BRÖ'ye dayalı $\bar{y}_{dr}$ regresyon tahmin edicisinin varyansı,

$$v(\bar{y}_{dr}) = \frac{\sigma_y^2}{mt} (1 - \rho^2) \left(1 + \frac{1}{mt - 3} \right) \quad (3.127)$$

olmaktadır. (3.127), (3.125)'de yerine konarak BRÖ' ye dayalı $\bar{y}_{dr}$ 'ye göre SKÖ'ne dayalı $\bar{y}_{sdr}$ 'nin görel duyarlılığı,

$$GD(\bar{y}_{sdr}, \bar{y}_{dr}) = \frac{1 + \frac{1}{mt - 3}}{1 + E\left(\frac{\bar{Z}_{SKÖ}^2}{S_z^2}\right)} \quad (3.128)$$

biçiminde bulunmaktadır. Bu oran birden büyük ise sıralı küme örnekleme regresyon tahmini daha duyarlıdır.

Yardımcı Değişken Kitle Ortalaması Bilinmediğinde Regresyon Tahmini(Çift Örneklem'nin Kullanılması)

$\bar{y}_{sdr}$ ve $\bar{y}_{dr}$ regresyon tahmin edicileri, yardımcı değişken x_i 'ye ilişkin μ_x kitle ortalamalarını içermekte ve μ_x uygulamada bilinmektedir. Eğer μ_x bilinmiyorsa çift örneklem yöntemi (ya da iki evreli örnekleme) μ_x 'in bir tahminini elde etmek için kullanılmaktadır. Yöntemde μ_x 'i tahmin etmek için, ilk aşamada n' büyüklüklü geniş

bir rasgele örneklem çekilir. n'' büyüklüklü bir örneklem de n' 'den seçilir. Burada y_i incelenir. Bir sıralı küme örnekleme dizaynı altında $n' = m^2 t$ ve $n'' = mt$ olmaktadır. İlk-aşama örneklemesinin basit rasgele örnekleme ve ikinci-aşama örneklemesinin ya basit rasgele ya da sıralı küme örnekleme olabilir.

İlk-aşama da x_i 'nin $m^2 t$ sayıda gözlemlerine dayalı örneklem ortalaması $\bar{x}'$ olsun. Açık olarak $\bar{x}'$, μ_x için yansız bir tahmin edicidir. Eğer ikinci-aşama örnekleme BRÖ ise, μ_y kitle ortalamasının çift örnekleme tahmin edicisi ,

$$\bar{y}_{\text{çdr}} = \bar{y} + \hat{\beta}(\bar{x}' - \bar{x}) \quad (3.129)$$

olarak tanımlanmaktadır. Oysa, SKÖ İkinci-Aşama Örnekleme tahmin edicisi,

$$\bar{y}_{\text{ds}} = \bar{y}_{\text{skö}} + \hat{\beta}(\bar{x}' - \bar{x}_{\text{skö}}) \quad (3.130)$$

olarak tanımlanmaktadır. Daha önceki benzer yaklaşımlar kullanılarak, $\bar{y}_{\text{ds}}$ 'nin yansız olduğu ve eğer (3.116) sağlanıyorsa,

$$v(\bar{y}_{\text{ds}}) = \frac{\sigma_y^2}{mt} (1 - \rho^2) \left[1 + \frac{m-1}{m} \frac{1}{mt-3} \right] + \frac{1}{m^2 t} \rho^2 \sigma_y^2 \quad (3.131)$$

olarak verilmektedir (Yu and Lam, 1997). $\bar{Z} = (\bar{X}' - \mu_x) / \sigma_x$ ve $\bar{Z}_{\text{SKÖ}}$ ve S_Z^2 Teorem 3.2'de tanımlandığı gibidir.

Çift örnekleme regresyon tahmin edicisi $\bar{y}_{\text{çdr}}$ için, Sukhatme et al.(1970) göstermektedir ki; eğer (x_i, y_i) bir değişmez normal dağılım gösteriyorsa o zaman $\bar{y}_{\text{çdr}}$, μ_y 'nin yansız bir tahmin edicisidir ve varyansı,

$$v(\bar{y}_{\text{çdr}}) = \frac{\sigma_y^2}{mt} (1 - \rho^2) \left[1 + \frac{m-1}{m} \frac{1}{mt-3} \right] + \frac{1}{m^2 t} \rho^2 \sigma_y^2 \quad (3.132)$$

biçimindedir. (3.122) ve (3.124) denklemleri çift örnekleme için,

$$GD(\bar{y}_{ds}, \bar{y}_{sk\hat{o}}) = \frac{1 - \rho^2 E\left(\frac{1}{m} \sum Z_{(i)r}^2\right)}{(1 - \rho^2) \left[1 + E\left(\frac{(\bar{Z}_{sk\hat{o}} - \bar{Z})^2}{S_z^2}\right) \right] + \frac{\rho^2}{m}} \quad (3.133)$$

$$GD(\bar{y}_{ds}, \bar{y}_{pdr}) = \frac{(1 - \rho^2) \left[1 + \frac{m-1}{m} \frac{1}{mt-3} \right] + \frac{\rho^2}{m}}{(1 - \rho^2) \left[1 + E\left(\frac{(\bar{Z}_{sk\hat{o}} - \bar{Z})^2}{S_z^2}\right) \right] + \frac{\rho^2}{m}} \quad (3.134)$$

olarak verilmektedir(Yu and Lam,1997).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. UYGULAMA

Uygulama için 1997 yılına ait Türkiye'deki 828 ilçeye ait veriler kullanılmıştır. Bu veriler buğdaya ilişkin ekili alan (hektar) ve ürün (ton) miktarlarını içermektedir. (T.C. Başbakanlık D.İ.E., 1997). İlgilenilen değişken ürün miktarı, yardımcı değişken ise ekili alan miktarı olarak alınmıştır. Coğrafi bölgelere göre bu verilerde farklılık olmasından dolayı tahminlerin bölgelere göre yapılması uygun görülmüştür. Böylece bölgeler tabakalar olarak kabul edilmiştir. Uygulama öncesi, verilerin doğrusallık varsayımını sağlanıp sağlamadığı analizlerle incelenmiş, doğrusallığın sağlandığı görülmüştür. Uygulamada minitab9.2, excel97 paket programları ve qbasic1.1 programlama dili kullanılmıştır.

Uygulama iki bölüm olarak gerçekleştirilmiştir. Birinci bölümde her bölge (tabaka) için uygulanması olanaklı olan yöntemler uygulanmıştır. Böylece her bölgeye ait ortalama buğday ürün miktarı ve varyansı tahmin edilmiştir. İkinci bölümde ise birinci bölümde bulunan sonuçlardan yararlanılarak tabakalı örnekleme uygulanmış ve Türkiye için ortalama, toplam buğday ürün miktarı tahminleri ve bu tahminlerin varyans tahminleri elde edilmiştir.

Tabaka örneklem büyüklükleri en iyi dağıtım (maliyet sabit) altında bulunmuştur. Bunun için,

$$n_h = n \frac{W_h S_h}{\sum W_h S_h} ,$$

$$V(\bar{y}_{tb}) = \sum \frac{W_h^2 S_h^2}{n_h} ,$$

$$V = \frac{d^2}{t^2}$$

eşitlikleri kullanılmıştır (Çingi, 1994). Hoşgörü miktarı (d) yaklaşık olarak 2400 alınarak örneklem büyüklüğü $n=100$ bulunmuştur. En iyi dağıtım altında her bir tabaka büyüklüğü hesaplanmıştır. Çizelge 4.1 ve çizelge 4.2 yardımcı değişken kitle bilgileri ile bulunan tabaka örneklem büyüklükleri verilmiştir.

Çizelge 4.1. Yardımcı Değişken(Buğday Ekili Alan Miktarı) Kitle Bilgileri

Bölge Adı	Kitle Büyüklüğü(N_h)	Ortalama ($\bar{X}$)	Varyans(S_x^2)
OrtaAnadolu	179	18511,402	371515024,40
Günedoğu A.	86	15709,360	310674407,90
Doğu A.	132	8762,750	97843464,60
Marmara	104	10926,634	122314899,70
Akdeniz	81	11337,419	184214568,10
Karadeniz	125	5526,464	43591614,67
Ege	121	6511,760	55644620,53

Çizelge 4.2. Tabakalara Göre Örneklem Büyüklükleri

Bölge Adı	Örneklem Büyüklüğü (n_h)
OrtaAnadolu	35
Günedoğu A.	15
Doğu A.	14
Marmara	10
Akdeniz	10
Karadeniz	8
Ege	8
TOPLAM	100

4.1 Her Bölge için Sonuçlar

Bu bölümde bölgeler için ayrı ayrı uygulanması olanaklı tahmin yöntemleri için kitle ortalaması, toplamı ve varyansları tahminleri elde edilmiştir.

İlk olarak, BRÖ yöntemi için uygulama yapılmıştır(altbölüm 3.1.1). Kitle ortalaması, toplamı ve varyanslarının tahminleri (3.1),(3.2),(3.8) ve (3.9) eşitlikleri kullanılarak, Ek2’de verilen örneklemden çizelge 4.3’te olduğu gibi bulunmuştur.

Çizelge 4.3. BRÖ İçin Ekili Alan Miktarı Yardımıyla Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı Tahmini Sonuçları

Bölge Adı	n	r	$\bar{y}_{dr}$	$\hat{Y}_{dr}$	$v(\bar{y}_{dr})$	$v(\hat{Y}_{dr})$
OrtaAnadolu	35	0,926	35020,899	6268740,9	6206986,31	198878048326
Günedoğu A.	15	0,792	26041,440	2239563,8	8794637,03	65045135503
Doğu A.	14	0,996	11086,630	1463435,2	223067,82	3886733695
Marmara	10	0,992	30381,590	3159685,4	1423056,94	15391783830
Akdeniz	10	0,972	27131,013	2197612,1	2021827,80	13265212222
Karadeniz	8	0,979	10760,225	1345028,1	470654,29	7353973281
Ege	8	0,997	13182,978	1595140,3	581416,83	8512523808

İkinci olarak, BRÖ yönteminde Kaur'un regresyon tahmini için sonuçlar bulunmuştur. En iyi α değeri (3.40) eşitliği kullanılarak hesaplanmıştır. Bu eşitlikte ortalama ve varyans değerleri yerine örneklem ortalaması ve varyansı kullanılmıştır. HKO için, Menendez ve Reyes(1998) tarafından verilen (3.38) eşitliği kullanılmıştır. (3.30) ve (3.38) eşitlikleri kullanılarak çizelge 4.4'teki sonuçlar elde edilmiştir(altbölüm3.1.2).

Çizelge 4.4. BRÖ'de Kaur(1985)'un Regresyon Tahmini İçin Ekili Alan Miktarı Yardımıyla Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı Tahmini Sonuçları

Bölge Adı	r	α	$\bar{y}_{kr}$	$\hat{Y}_{kr}$ ($N_h \bar{y}_{kr}$)	HKO($\bar{y}_{kr}$)	HKO($\hat{Y}_{kr}$) ($N_h^2 \text{HKO}(\bar{y}_{kr})$)
OrtaAnadolu	0,926	0,996	34884,724	6244365,6	6188032,80	198270758944
Güneydoğu A.	0,792	0,975	25590,821	2200810,6	8577112,00	63436320352
Doğu A.	0,996	0,998	11070,236	1461271,2	222730,23	3880851527
Marmara	0,992	0,998	30792,473	3202417,2	1421410,00	15373970560
Akdeniz	0,972	0,997	27067,012	2192428,0	2017570,56	13237280444
Karadeniz	0,979	0,994	10713,174	1339146,8	468100,89	7314076406
Ege	0,997	0,999	15273,403	1848081,8	580936,98	8505498324

Üçüncü olarak, BRÖ'de Williams tarafından sunulan tahmin ediciler için (3.41) ve (3.42) eşitlikleri kullanılarak tahmin sonuçları bulunmuştur(altbölüm 3.1.3). (3.42)

varyans eşitliğinde $\sum_{i \neq j}^k \bar{y}_i \bar{y}_j$ ifadesi k grup ortalamalarının çarpımları toplamını

göstermektedir. Yöntemde örneklem eşit büyüklüklü gruplara ayrıldığından, k değerleri seçenekli olabilir. Örneğin, Orta Anadolu için 5 ya da 7, Güneydoğu için 3 ya da 5 vb.. olabilir. k değerleri ile ilgili bir sınırlama olmadığından, burada tercih edilen k değerleri ve tahmin sonuçları Çizelge 4.5'te verilmektedir.

Çizelge 4.5. BRÖ'de Williams(1963)'ın Regresyon Tahmini İçin Ekili Alan Miktarı Yardımıyla Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı Tahmini Sonuçları

Bölge Adı	k	$\bar{b}$	$\bar{y}_{wdr}$	$\hat{Y}_{wdr}$	$v(\bar{y}_{wdr})$	$v(\hat{Y}_{wdr})$
OrtaAnadolu	5	1,8419	42836,646	7667759,6	875230210,93	28043251187446
Güneydoğu A.	3	1,9976	32537,445	2798220,3	918234931,57	6791265554113
Doğu A.	2	1,2532	18976,786	2504935,8	318047000,44	5541650934969
Marmara	2	3,0226	37812,384	3932487,9	943244730,22	10202135001843
Akdeniz	2	2,4347	36047,368	2919836,8	871360014,04	5716993051854
Karadeniz	2	1,7121	12368,400	1546050,0	125778890,09	1965295157812
Ege	2	2,2218	22002,097	2662253,7	227479501,51	3330527381461

Dördüncü olarak, BRÖ'de Sahoo ve arkadaşları tarafından sunulan tahmin ediciler için uygulama yapılmıştır(altbölüm 3.1.3). Bunun için (3.43), (3.44), (3.45), (3.46), (3.47) ve (3.48) eşitlikleri kullanılarak çizelge 4.6 ve çizelge 4.7'deki sonuçlar elde edilmiştir. Önerilen yöntemlerde örneklemin iki eşit büyüklüklü altörneklemlere ayrılması gerektiğinden Orta Anadolu(n=35) ve Güneydoğu Anadolu Bölgesi(n=15) için bu tahminlerin uygulaması olanaklı olmamıştır.

Çizelge 4.6. BRÖ'de Sahoo ve Arkadaşlarının(1994) Tahmini İçin Ekili Alan Miktarı Yardımıyla Ortalama Ve Toplam Buğday Ürün Miktarı Tahmini Sonuçları

Bölge Adı	b_0	$\bar{y}'_{dr}$	$\hat{y}'_{dr}$	$v(\bar{y}'_{dr})$	$v(\hat{y}'_{dr})$
Doğu A.	1,353	11096,384	1464722,6	20639,58	359624076,77
Marmara	2,753	30770,368	3200118,3	181510,37	1963216161,92
Akdeniz	2,153	27332,115	2213901,3	30451744,19	199793893630,59
Karadeniz	2,579	11182,090	1397761,3	132304,00	2067250000,00
Ege	2,062	15613,540	1889238,3	103195,64	1510887365,24

Çizelge 4.7. BRÖ'de Sahoo ve Arkadaşlarının(1994) Tahmini İçin Ekili Alan Miktarı Yardımıyla Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı Tahmini Sonuçları

Bölge Adı	b^*	$\bar{y}''_{dr}$	$\hat{y}''_{dr}$	$v(\bar{y}''_{dr})$	$v(\hat{y}''_{dr})$
Doğu A.	1,294	10381,000	1370292	17390,49	303011932,61
Marmara	2,853	30868,108	3210283,2	162231,15	1754692172,48
Akdeniz	2,356	27042,897	2190474,7	36415169,65	238919928073,65
Karadeniz	2,016	10634,286	1329285,8	22562,82	352544109,38
Ege	2,185	15117,194	1829180,5	84848,31	1242264033,51

Beşinci olarak, yardımcı değişken kitle bilgisi olmadığı varsayılarak çift örnekleme yöntemi kullanılmıştır(altbölüm 3.3.). Çift örnekleme için örneklem büyüklükleri bulunurken, örneklem kitle olarak düşünülmüş ve böylece en iyi dağıtım altında altörnekleme tabaka büyüklükleri bulunmuştur. Ek2'deki örneklemden elde edilen altörnekleme verileri Ek3'te verilmiştir. (3.66) ve (3.69) eşitlikleri kullanılarak çizelge 4.8'deki sonuçlar elde edilmiştir.

Çizelge 4.8. Çift Örneklemde Ekili Alan Miktarı Yardımıyla Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı Tahmini Sonuçları

Bölge Adı	n'	n	$\bar{y}_{gr}$	$\hat{Y}_{gr}$	$v(\bar{y}_{gr})$	$v(\hat{Y}_{gr})$
OrtaAnadolu	35	33	44387,86	7945426,9	52903475,25	1695080250485,25
Günedoğu A.	15	7	19993,92	1719476,9	47258363,90	349522859404,40
Doğu A.	14	10	10786,89	1423869,5	33418997,05	582292604599,20
Marmara	10	5	33572,52	3491542,1	90191209,22	975508118923,52
Akdeniz	10	4	30504,79	2470888,0	41288924,00	270896630364,00
Karadeniz	8	3	6391,67	798958,7	1816816,20	28387753125,00
Ege	8	5	88008,58	10649038,0	143023530,00	2094007502730,00

Altıncı olarak, çift örneklemde regresyon içi regresyon tahmini uygulaması yapılmıştır(altbölüm 3.3.4). Bunun için ikinci yardımcı değişken olarak 1996 yılı buğday ekili alanı düşünülmüştür. Ek4'te verilen örneklemden, (3.83) ve (3.85) eşitlikleri kullanılarak çizelge 4.9'daki sonuçlar bulunmuştur.

Çizelge 4.9. Çift Örneklemde Regresyon İçi Regresyon Tahmini İçin Ekili Alan Miktarı Yardımıyla Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı Tahmini Sonuçları

Bölge Adı	n'	n	r_{xz}	r_{xy}	r_{yz}	$\bar{y}_{drr}$	$\hat{Y}_{drr}$	$HKO(\bar{y}_{drr})$	$HKO(\hat{Y}_{drr})$
OrtaAnadolu	35	33	0,96	0,93	0,94	37716,32	6751221,3	58145033,55	1863025019976
Günedoğu A.	15	7	0,99	0,93	0,94	31145,75	2678534,5	15644680,90	115708059936
Doğu A.	14	10	0,99	0,99	0,99	10792,58	1424620,6	61752716,20	1075979327069
Marmara	10	5	0,62	0,99	0,99	37738,12	3924764,5	198944221,73	2151780702232
Akdeniz	10	4	0,96	0,98	0,94	28564,84	2313752,0	59657162,56	391410643556
Karadeniz	8	3	0,99	0,98	0,99	10770,69	1346336,2	35842017,37	560031521406
Ege	8	5	0,99	0,99	0,99	14208,40	1719216,4	321679529,67	4709709993898

Yedinci olarak, büyüklüğe orantılı olasılıksal örnekleme kapsamındaki SS1 örnekleme planı için uygulama yapılmıştır(altbölüm 3.4.1.). Öncelikle kitleye ilişkin $(X_i - X_j)^2$ değerleri elde edilmiştir. Bu değerler elde edilirken, $(X_1 - X_2)^2$, $(X_1 - X_3)^2$, ..., $(X_2 - X_3)^2$, $(X_2 - X_4)^2$, ..., $(X_{N-1} - X_N)^2$ biçiminde bir düzen izlenmektedir. Daha sonra bu değerler orantılı olasılıksal seçim ile örnekleme birimleri olduğu gibi elde edilmiştir(Ek5). SS1 planında ortalama için regresyon tahmin edicisi bilinen basit doğrusal regresyon tahmin edicisidir. Bundan dolayı ortalama tahmini için (3.1) ve varyans tahmini için (3.91) eşitliği kullanılarak çizelge 4.10'daki sonuçlar bulunmuştur.

Çizelge 4.10. SS1 Örnekleme Planı İçin Ekili Alan Miktarı Yardımıyla Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı Tahmini Sonuçları

Bölge Adı	r	$\bar{y}_{ss1}$	$\hat{Y}_{ss1}$	$v(\bar{y}_{ss1})$	$v(\hat{Y}_{ss1})$
OrtaAnadolu	0,966	36415,83	6518433,6	657631120,60	21071158735144
Günedoğu A.	0,995	35551,86	3057460,0	1072967964,00	7935671061744
Doğu A.	0,899	11710,39	1545771,5	15675395,96	273128099207
Marmara	0,906	28402,10	2953818,4	403555274,50	4364853848992
Akdeniz	0,961	30569,50	2476129,5	707259140,10	4640327218196
Karadeniz	0,994	9392,79	1174098,8	38663674,50	604119914062
Ege	0,926	13348,17	1615128,6	66309619,89	970839144809

Sekizinci olarak, periyodik araştırmalar kapsamında düşünülerek 1996 yılı ile 1997 yılı periyodlar olarak alınmış ve tahmin sonuçları elde edilmiştir (altbölüm 3.5). Ortak ve farklı birimler sayısı (m ve u) belirlenirken λ ve ω değerleri (çizelge 4.11) altbölüm 3.5.1'de gösterildiği gibi bulunmuştur. Ortak ve farklı birimler ek4'te verilmiştir. Bazı bölgelerde (tabakalarda) ortak birim sayısı bir olarak bulunmuştur. Ancak bir birim ile ilişki katsayısı hesaplanması olanaksız olduğundan, ortak birim sayısı en az iki olmalıdır. Bundan dolayı ortak birim sayısı bir olan bölgeler için bu sayı iki olarak alınmıştır. Çizelge 4.11'de r_o ile gösterilen değerler ortak birimlere ait ilişki katsayısıdır. Bu λ ve ω değerleri bulunurken kullanılan tüm örnekleme ilişkin ilişki katsayıları (çizelge 4.3) ile karıştırılmamalıdır. (3.98) ve (3.99) eşitlikleri kullanılarak çizelge 4.12'deki sonuçlar elde edilmiştir.

Çizelge 4.11. Periyodik Araştırmalarda Tahmin İçin Bulunan Ortak ve Farklı Altörneklem Büyüklükleri

Bölge Adı	r_o	λ	ω	m	u
OrtaAnadolu	0,472	0,278	0,722	10	25
Günedoğu A.	0,897	0,392	0,608	6	9
Doğu A.	0,999	0,082	0,918	2	12
Marmara	0,999	0,112	0,888	2	8
Akdeniz	0,999	0,192	0,808	2	8
Karadeniz	0,999	0,170	0,830	2	6
Ege	0,999	0,072	0,928	2	6

Çizelge 4.12. Periyodik Araştırma Kapsamında Ekili Alan Miktarı Yardımıyla Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı Tahmini Sonuçları

Bölge Adı	$\bar{y}_{ss1}$	$\hat{Y}_{ss1}$	$v(\bar{y}_{ss1})$	$v(\hat{Y}_{ss1})$
OrtaAnadolu	38447,52	6882106,5	164762757,00	5279163497037
Günedoğu A.	18837,46	1620021,8	15979580,54	118184977674
Doğu A.	6295,00	830940,5	13460300,00	234532267200
Marmara	36659,98	3812638,6	27541444,61	297888264902
Akdeniz	48074,86	3894064,0	11847524,56	77731608638
Karadeniz	8867,16	1108394,5	2817737,62	44027150250
Ege	10081,63	1219877,3	32256015,55	472260323668

Son olarak, sıralı küme örneklemesinde doğrusal regresyon tahmini ile kitle ortalaması, toplamı ve varyansları tahminleri elde edilmiştir (altbölüm 3.7). Sıralı küme örneklemini oluşturan birimlerin seçimi Ek5'te verilmektedir. Küme büyüklüğü ve tekrar sayısı belirlenirken, diğer yöntemler için alınan örneklem büyüklüğü ile eşit örneklem büyüklüğüne sahip olması amaçlanmıştır. Eşitlik (3.123) ve (3.124) kullanılarak çizelge 4.13'te verilen sonuçlar bulunmuştur.

Çizelge 4.13. Sıralı Küme Örnekleme İçin Ekili Alan Miktarı Yardımıyla Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı Tahmini Sonuçları

Bölge Adı	m	t	r	$\bar{y}_{sr}$	$\hat{Y}_{sr}$	$v(\bar{y}_{sr})$	$v(\hat{Y}_{sr})$
OrtaAnadolu	5	7	0,981	44824,19	8023530,0	2853944,26	91443228067
Günedoğu A.	5	3	0,916	27097,34	2330371,2	17637459,32	130446649131
Doğu A.	7	2	0,848	11249,75	1484967,0	3544492,35	61759234706
Marmara	10	1	0,977	44172,48	4593937,9	10167099,68	109967350139
Akdeniz	5	2	0,996	54636,52	4425558,1	4247095,69	27865194822
Karadeniz	8	1	0,882	5175,88	646985,0	570571,38	8915177813
Ege	8	1	0,969	16118,78	1950372,4	1277988,59	18711030946

4.2. Tabakalı Örnekleme Uygulaması

Tabakalı örnekleme için bölgelerdeki (tabakalardaki) regresyon katsayısının (b) farklılık gösterdiği düşünülerek ayrı regresyon tahmini uygulanmıştır (altbölüm 2.2.1). Bilindiği gibi ayrı regresyon tahmini için tabakalı örneklemede varyans her tabaka için elde edilen tahmin varyanslarının ağırlıklı toplamı (eşitlik 3.56) ile ifade edilmektedir. Bu ifade HKO için de benzer olarak düşünülmüştür. Bir önceki bölümde elde edilen sonuçlar

ağırlıklandırılarak kitle ortalaması, toplamı ve varyans tahminleri için ayrı regresyon tahmini sonuçları elde edilmiştir. Daha önceki çalışmalarda Kaur'un regresyon tahmini ve SKÖ'de regresyon tahmini yöntemleri uygulamaları tek tabaka için yapılmış, tabakalı örneklemede uygulamalarına rastlanılmamıştır. (3.56), (3.57), (3.61) ve (3.62) eşitlikleri kullanılarak elde edilen sonuçlar çizelge 4.14'te verilmektedir.

Çizelge 4.14. Tabakalı Örneklemede Ekili Alan Yardımıyla, Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı İçin Ayrı Regresyon Tahmini Sonuçları

Tahmin Yöntemleri	Ortalama Tahmini	Toplam Tahmini	Varyans ya da HKO (Ortalama)	Varyans ya da HKO (Toplam)
TRÖ'de Tahmin ($\bar{y}_{dra}$)	22064,26	18269207	455572,78	312333408803
TRÖ'de Kaur Tahmini ($\bar{y}_{kdra}$)	22329,13	18488520	452196,60*	310018753814*
TRÖ'de Williams Tahmini ($\bar{y}_{wdra}$)	29023,60	24031541	89837449,93	61591118272809
Çift Örnekleme Tahmin ($\bar{y}_{cdra}$)	34419,32	28499197	874534,55	599566894927
Regr. içi Regr. Tahmini ($\bar{y}_{dra}$)	24345,95	20158445	15851661,16*	10867645268073*
SS1 Örnekleme Planı ($\bar{y}_{ss1dra}$)	23358,50	19340838	5810386,28	3983507867387
Periyodik Araştırma ($\bar{y}_{2dra}''$)	23391,36	19368046	9515665,61	6523788091566
SKÖ'nde Tahmin ($\bar{y}_{sdra}$)	28328,17	23455725	655073,43	449107862433

* HKO olanlar

Tahminlerin karşılaştırılmasında, genellikle kullanılan ölçüt görelî duyarlılık (ya da görelî etkinlik) ölçütüdür. Bunun için görelî duyarlılık değerleri elde edilmiştir. Bu değerler, belirlenen bir yöntem temel alınarak görelî olarak bulunur. Burada tabakalı rasgele örneklemede ayrı basit doğrusal regresyon tahmini ($\bar{y}_{dra}$) temel alınarak sonuçlar bulunmaktadır. (2.1) ya da (2.2) eşitlikleri kullanılarak elde edilen sonuçlar çizelge 4.15'te verilmektedir.

Bununla birlikte, bulunan tahmin sonuçları elde var olan gerçek kitle değerleri ile karşılaştırılmıştır. Bunun için sapma değerleri elde edilmiştir. Bu değerler ise çizelge 4.16'da verilmektedir.

Çizelge 4.15. Tabakalı Örneklemelerde, Ayrı Basit Doğrusal Regresyon Tahminine göre Görelî Duyarlılık (ya da Görelî Etkinlik) Değerleri.

Tahmin Yöntemleri	GD (ya da GE) (ortalama ve toplam için)
TRÖ'de Tahmin ($\bar{y}_{dra}$)	1,000 (GD)
TRÖ'de Kaur Tahmini ($\bar{y}_{kdra}$)	0,992 (GE)
TRÖ'de Williams Tahmini ($\bar{y}_{wdra}$)	197,197 (GD)
Çift Örneklem Tahmin ($\bar{y}_{çdra}$)	1,919 (GD)
Regr. içi Regr. Tahmini ($\bar{y}_{drra}$)	34,795 (GE)
SSI Örneklem Planı ($\bar{y}_{ss1dra}$)	12,754 (GD)
Periyodik Araştırma ($\bar{y}_{2dra}''$)	20,887 (GD)
SKÖ'nde Tahmin ($\bar{y}_{sdra}$)	1,438 (GD)

* GE olanlar

Çizelge 4.16. Tabakalı Örneklemelerde Ekili Alan Yardımıyla, Ortalama ve Toplam Buğday Ürün Miktarı İçin Ayrı Regresyon Tahmini Sonuçları ile Gerçek Kitle Değerleri Arasındaki Sapma Değerleri

Tahmin Yöntemleri	$ \bar{y}_{tahmin} - \bar{Y} $	$ \hat{Y}_{tahmin} - Y $
TRÖ'de Tahmin ($\bar{y}_{dra}$)	459,8946	380793
TRÖ'de Kaur Tahmini ($\bar{y}_{kdra}$)	195,0246	161480
TRÖ'de Williams Tahmini ($\bar{y}_{wdra}$)	6499,445	5381541
Çift Örneklem Tahmin ($\bar{y}_{çdra}$)	11895,17	9849197
Regr. içi Regr. Tahmini ($\bar{y}_{drra}$)	1821,795	1508445
SSI Örneklem Planı ($\bar{y}_{ss1dra}$)	834,3454	690838
Periyodik Araştırma ($\bar{y}_{2dra}''$)	867,2054	718046
SKÖ'nde Tahmin ($\bar{y}_{sdra}$)	5804,015	4805725

BEŞİNCİ BÖLÜM

5. SONUÇ VE TARTIŞMA

Türkiye'nin 828 ilçesine ait buğday ekili alanı(yardımcı bilgi) ve ürün miktarı verileri ile uygulama yapılmıştır.Yapılan uygulamada, buğday ekili alanı yardımıyla toplam ve ortalama ürün miktarı, çeşitli örnekleme yöntemlerinde basit doğrusal regresyon tahmin edicileri ile tahmin edilmiştir. Bu uygulama için aşağıdaki değerlendirmeler yapılabilir.

Çizelge 4.3, 4.4, 4.5, 4.6 ve 4.7'den BRÖ'deki tahminler için değerlendirme yapılmıştır. Kaur(1985)'un tahminin, tüm bölgeler için klasik tahmine göre daha duyarlı görülmektedir. Bunun için genelleme yapılması olanaklıdır. Zira altbölüm 3.1.2'de kuramsal olarak gösterilmiştir. Sahoo ve arkadaşları(1994) tarafından önerilen tahmin edicilerin uygulaması sonucu, elde edilen tahminlerin genellikle(Akdeniz bölgesi hariç) klasik tahmine göre daha duyarlı olduğu söylenebilir. Bunun için bir genelleme yapılması mümkün görülmemektedir. Williams(1963) tarafından önerilen tahmin edicinin uygulaması sonucu ise tüm bölgeler için diğer tahmin edicilerin tümüne göre oldukça duyarsız olduğu söylenebilir.

Çizelge 4.8 ve 4.9'dan çift örnekleme için değerlendirme yapılmıştır. Çift örneklemede, Güneydoğu bölgesi hariç diğerleri için regresyon içi regresyon tahminin bir yardımcı değişkenli tahmine göre daha az duyarlı olduğu görülmektedir. Bunun, ilgilenilen değişkenin birinci ve ikinci yardımcı değişken ile olan ilişki miktarlarından kaynaklanabileceği düşünülmektedir.

Çizelge 4.11'de periyodik araştırmalarda tahmin için bulunan ortak ve farklı birim sayıları verilmiştir. Dikkat edilirse, örneklemdaki ilişki katsayısının artmasıyla ortak birim sayısı azalmaktadır. Yani ilişki katsayısı düşük olan örneklemlerde, örneklemin daha iyi temsil amacıyla ortak birim sayısı arttırılmaktadır.

Bölgeler için tüm tahminlerin sonuçlarına bakıldığında, Orta Anadolu için SKÖ'nde regresyon tahmininin, Güneydoğu ve Akdeniz için Kaur'un tahminin, Doğu, Marmara,Karadeniz ve Ege için ise Sahoo ve arkadaşlarının tahminlerinin en küçük varyansa(ya da HKO) sahip oldukları görülmektedir.

Tabakalı örneklemede ayrı regresyon tahmini sonuçları çizelge 4.14'te verilmişti. Burada sonuçlar, görelî duyarlılık(ya da görelî etkinlik) değerleri ve gerçek değerler ile tahminler arasındaki sapma miktarları kullanılarak karşılaştırılmaktadır. Karşılaştırmalarda görelî duyarlılık(ya da etkinlik) değerleri tabakalı basit rasgele örneklemede ayrı regresyon tahminine göre elde edilen değerler temel alınarak yapılmıştır. Çizelge 4.15'te verilen görelî duyarlılık(ya da etkinlik) değerlerine bakıldığında, kitle ortalaması ve toplamının tahmini için ayrı regresyonda duyarlı tahmin edicinin Kaur'un tahmin edicisi olduğu görülmektedir. Daha sonra duyarlık sırasına göre, SKÖ'nde regresyon tahmini, ÇÖ'de regresyon tahmini, SS1 planı altında regresyon tahmini, periyodik araştırma kapsamında regresyon tahmini, ÇÖ'de regresyon içi regresyon tahmini ve son olarak Williams'ın tahmini gelmektedir.

Çizelge 4.16'da verilen sapma değerleri dikkate alındığında ise, yine Kaur'un tahmin edicisi ile kitle ortalaması ve toplamı için elde edilen tahminin en iyi tahmin olduğu görülmektedir. İkinci en iyi tahminin ise basit rasgele örneklemedeki tahmin olduğu görülmektedir. Daha sonra sırasıyla, SS1 planı altındaki tahmin, periyodik araştırma olarak tahmin, ÇÖ'de regresyon içi regresyon tahmini, SKÖ'de regresyon tahmini, Williams'ın tahmini ve ÇÖ'de regresyon tahmini gelmektedir.

Sonuç olarak, bu uygulamada en iyi tahminin Kaur(1985)'un Tahmini(Menendez ve Reyes(1998)'in düzeltmesi ile) olduğu söylenebilir.

Görelî duyarlılık(ya da etkinlik) değerlerine göre, diğer yöntemler de temel alınarak karşılaştırmalar yapılabilir. Bu sonuçlar, tüm uygulamalar için genelleştirilemez. Ancak, daha sonra yapılacak çalışmalar için faydalı olacağı beklenmektedir. Bunlara ek olarak, özellikle son yıllarda üzerinde sıkça çalışılan SKÖ'nde küme büyüklüğü(m) ve tekrar sayısı(t) ile ilgili yapılacak çalışmaların çok yararlı olacağı düşünülmektedir. Ayrıca bu çalışmada, örneklem büyüklüklerinin küçük olması nedeniyle uygulaması uygun görülmeyen tekrarlı örnekleme yöntemlerini(bootstrap ve jackknife) kapsayan uygulamaların yapılması da önerilebilir.

KAYNAKLAR

- Chaudhuri,A.,1992, A note on estimating the variance of the regression estimator, *Biometrika*, 79, 217-218.
- Cobby, J.M.,Ridout,M.S.,Bassett,P.J.and Large,R.V.,1985, An Investigation into the Use of Ranked Set Sampling on Grass and Grass-Clover Swards, *Grass and Forage Science*,40,257-263
- Cochran,W.G.,1963, *Sampling Techniques*, John Wiley and Sons, NewYork.
- Çingi,H.,1994, Örneklem Kuramı,H.Ü.Fen Fakültesi Yayınları,Ankara.
- Dell,T.R., 1969, The Theory of Some Application of Ranked Set Sampling.Ph.D. Thesis, University of Georgia, Athens, GA.
- Dell,T.R. and Clutter J.L.1972, Ranked Set Sampling Theory with Order Statistics Background, *Biometrics*, 28, 545-553.
- Deng,Lih-Yuan and Wu,C.F.J., 1987, Estimation of Variance of the Regression Estimator, *JASA*, 82, 568-576.
- Dorfman,A.H.,1994, A Note Variance Estimation for the Regression Estimator in Double Sampling, *JASA*, 89, 137-140.
- DQO Statistics Bulletin, 1995, Statistical Methods for the Data Quality Objectives Process, Volume 1, Number 1, PNL-SA-26377.
- Efron, B.,1979, Bootstrap Methods:Another Look at the Jackknife, *Annals of Statis.*,7, 1-26.
- Halls,L.K. and Dell ,T.R.(1966) Trial of Ranked Set Sampling for Forage Yields, *Forest Science*,12, 22-26.
- Hansen,H.M. and Tepping,B.J.,1990, Regression Estimates in Federal Welfare Quality Control Programs,*JASA*,85,411,856-870.
- Hedayat,A.S. and Sinha,K.B.,1991, *Design and Inference in Finite Population Sampling*, John Wiley and Sons,NewYork.

- Jessen,R.J.,1942, Statistical Investigation of a Sample Survey for Obtaining farm facts, Iowa Agr. Exp.Stat.Res.Bull.,304.
- Kaur,P.,1985,An Efficient Regression Type Estimator in Survey Sampling, Biometrical Journal, 27,1,107-110.
- Kiregyera,K.B.,1984,Regression-Type Estimators Using Two Auxiliary Variables and The Model of Double Sampling from Finite Populations, Metrika,31,215-226.
- Kott,P.S.,1990, Recently Proposed Variance Estimators for the Simple Regression Estimators, Journal of Official Statistics,6,4,451-454.
- Kumar,N.,1994,Controlled Sampling for Unbiased Regression Estimation, Sankhya, 56, Series B, 228-233.
- McIntyre,G.A.,1952, A Method for Unbiased Selective Sampling, Using Ranked Sets, Australian Journal of Agricultural Research, 3, 4,385- 390.
- Menendez,E. and Reyes,A.,1998,On an Efficient Regression Type Estimator, Biometrical Journal, 40, 1, 79-84.
- Muttlak,H.A. and McDonald,L.L.,1990, Ranked Set Sampling with Respect to Concomitant Variables and with Size Biased Probability of Selection, Comm.Stat. Theory-Meth., 19(1) ,205-219.
- Muttlak,H.A.,1995, Parameters Estimation in a Sample Linear Regression Using Rank Set Sampling, Biometrical Journal, 37,7,799-810.
- Neerchal,K. Nagaraj and Bose,A., 1996, Estimation of Variance From Ranked Set Samples, Technical Report #96-11, Dep. of Stat. Purdue Uni.in USA.
- Quenouille,M.,1956, Notes on Bias in Estimation, Biometrika,43,353-360.
- Patil,G.P., Sinha A.K. and Taillie, C.,1993, Relative Precision of Ranked Set Sampling:A comparison with regression estimator, Envirometrics,4(4),399-412.
- Patil,G.P., Sinha A.K. and Taillie, C.,1994, Ranked Set Sampling, In The Handbook of Environmental Statistics, Vol.12, North Holland:Elsevier Science Publishers.

- Raj,D. And Chandhok P.,1998, Sample Survey Theory, Narosa Publishing House, London.
- Rao,J.N.K. and Nigam A.K.,1990, Optimal controlled sampling designs, *Biometrika*, 77, 4, 807-814.
- Rao,P.S.R.S.,1988,Ratio and Regression Estimators,In: P.R.Krishnaiah and C.R.Rao,eds., *Handbook of Statistics*, Vol.6, 449-468.
- Rao,T.J.,1991,On Certain Methods of Improving Ratio and Regression Estimators, *Communication Statistics-Theory Meth.*,20(10),3325-3340.
- Royall,R.M., 1970, On Finite Population Sampling Theory Under Certain Linear Regression Models, *Biometrika*, 57, 377-387.
- Royall,R.M. and Cumberland,W.G.,1978,Variance Estimation in Finite Population Sampling, *JASA*, 73, 351-358.
- Royall,R.M. and Cumberland,W.G.,1981, The Finite Population Linear Regression Estimator and Estimators of Its Variance - An Emprical Study, *JASA*, 76, 924-930.
- Ryan,T.P.,1997, Modern Regression Methods, J.Wiley&Sons, p.515.
- Sahoo,J.,Sahoo,L.N. and Mohanty,S.,1995,Emprical comparisons of some regression and regression type strategies,*Statistical Papers*,36,337-347.
- Sarndal,C.E.,Swensson,B. and Wretman,J.,1989,The weighted residual technique for estimating the variance of the general regression estimator of the finite population total, *Biometrika*,76,527-537.
- Sarndal,C.E.,Swensson,B. and Wretman,J.,1991, Model Assisted Survey Sampling, Springer-Verlag,New York.
- Singh,P. And Srivastava,A.K.,1980, Sampling schemes providing unbiased regression estimators, *Biometrika*,67,1,205-209.
- Sitter,R.R.,1992, A Resampling Procedure for Complex Survey Data, *JASA*, 87, 755-765.

- Sitter, R.R., 1997, Variance Estimation for the Regression Estimator in Two-Phase Sampling, *JASA*, 92, 438, 780-787.
- Stokes, S.L., 1977, Ranked Set Sampling with Concomitant Variables, *Comm. in Stat. - Theory and Methods*, A6, 1207-1211.
- Stokes, S.L., 1980, Estimation of Variance Using Judgement Ordered Ranked Set Samples, *Biometrics*, 36, 35-42.
- Sukhatme, P., Sukhatme, B., Sukhatme, S. and Asok, C., 1970, Sampling Theory of Surveys with Applications, Iowa State Uni., Ames, Iowa and Indian Society of Agricultural Statistics, New Delhi.
- T.C. Başbakanlık D.İ.E. Bilgi İşlem Dairesi, 1996-1997, Tarım İstatistikleri Veri Tabanı, Ankara.
- Takahasi, K. and Wakimoto, K., 1968, On Unbiased Estimates of the Population Mean Based on the Stratified by Means of Ordering, *Annals of the Inst. of Stat. Mathematics*, 20, 1-31.
- Tikkiwal, B.D., 1960, On The Theory of Classical Regression and Double Sampling Estimation, *J. Roy. Stat. Soc.*, B22, 131-138.
- Valliant, R., 1987, Conditional Properties of Some Estimators in Stratified Sampling, *JASA*, 82, 509-519.
- Williams, W.H., 1961, Generating Unbiased Ratio and Regression Estimators, *Biometrics*, 17, 267-274.
- Williams, W.H., 1963, The Precision of Some Unbiased Regression Estimators, *Biometrics*, 19, 352-361.
- Wu, C.F.J., 1985, Variance Estimation for the Combined Ratio and Combined Regression Estimators, *Royal Statistical Society*, 47, 1, 147-154.
- Yu, Philip L.H. and Lam, K., 1997, Regression Estimator in Ranked Set Sampling, *Biometrics*, 53, 1070-1080.

EKLER



EK-1

1997 Yılı Buğday Ekili Alan(Hektar) Değişkeni için Kitle Verileri:

ORTA ANADOLU BÖLGESİ

İl	İlçe	Ekili A.	Üretim M.	İl	İlçe	Ekili A.	Üretim M.
ANKARA	MERKEZ	6678	13710	ESKİŞEHİR	MİHALGAZI	115	226
ANKARA	GÖLBAŞI	15947	28811	ESKİŞEHİR	MİHALLIÇÇ	9867	22689
ANKARA	SİNCAN	11206	26687	ESKİŞEHİR	SARICAKAY	967	1786
ANKARA	AKYURT	8970	22100	ESKİŞEHİR	SEYİTGAZI	21878	57491
ANKARA	AYAŞ	24668	60774	ESKİŞEHİR	SİVRİHİSA	29702	68296
ANKARA	BALA	75749	136853	KAYSERİ	KOCASINAN	34978	71811
ANKARA	BEYPAZARI	16446	21281	KAYSERİ	MELİKGAZI	5306	10894
ANKARA	ÇAMLIDERE	1196	1964	KAYSERİ	AKKIŞLA	2727	4927
ANKARA	ÇUBUK	30100	56853	KAYSERİ	BÜNYAN	26413	50952
ANKARA	ELMADAĞ	10615	26151	KAYSERİ	DEVELİ	27908	50420
ANKARA	EVREN	3645	7782	KAYSERİ	FELAHİYE	3987	7367
ANKARA	GÜDÜL	8970	17974	KAYSERİ	HACILAR	8472	12523
ANKARA	HAYMANA	132063	271128	KAYSERİ	İNCESU	10964	18907
ANKARA	KALECİK	20931	39534	KAYSERİ	ÖZVATAN	1089	1968
ANKARA	KAZAN	10764	18564	KAYSERİ	PINARBAŞI	39619	71578
ANKARA	KIZILCAHA	12160	21969	KAYSERİ	SARIOĞLAN	13107	22239
ANKARA	NALLAHAN	12459	25374	KAYSERİ	SARIZ	16346	29532
ANKARA	POLATLI	89703	147330	KAYSERİ	TALAS	5980	9822
ANKARA	Ş.KOÇHİSA	3987	7858	KAYSERİ	TOMARZA	24917	49110
ÇANKIRI	MERKEZ	27798	61636	KAYSERİ	YAHYALI	17442	31512
ÇANKIRI	ATKARACAL	1774	3351	KAYSERİ	YEŞİLHİSA	15947	39288
ÇANKIRI	BAYRAMÖRE	1346	1933	KIRŞEHİR	MERKEZ	16944	34786
ÇANKIRI	ÇERKEŞ	5183	7236	KIRŞEHİR	AKÇAKENT	3488	6302
ÇANKIRI	ELDIVAN	4834	8336	KIRŞEHİR	AKPINAR	4485	8287
ÇANKIRI	ILGAZ	3140	7993	KIRŞEHİR	BOZTEPE	11960	20626
ÇANKIRI	KIZILIRMA	12708	24678	KIRŞEHİR	ÇEÇEKDAĞI	16944	30612
ÇANKIRI	KORGUN	917	1473	KIRŞEHİR	KAMAN	15947	30121
ÇANKIRI	KURŞUNLU	4236	10784	KIRŞEHİR	MUCUR	19934	39288
ÇANKIRI	ORTA	4734	6803	KONYA	KARATAY	71413	130023
ÇANKIRI	ŞABANÖZÜ	7176	12376	KONYA	MERAM	29901	57753
ÇANKIRI	YAPRAKLI	5582	9626	KONYA	SELÇUKLU	35084	65985
ÇORUM	MERKEZ	66878	153780	KONYA	AHIRLI	3072	5012
ÇORUM	ALACA	48190	118478	KONYA	AKÖREN	10465	17189
ÇORUM	BOYAT	21529	44199	KONYA	AKŞEHİR	12259	35236
ÇORUM	BOĞAZKALE	5003	8218	KONYA	ALTINEKİN	38622	115130
ÇORUM	DODURGA	3488	7162	KONYA	BEYŞEHİR	22725	52201
ÇORUM	İSKİLİP	22087	45345	KONYA	BOZKIR	4983	8185
ÇORUM	KARGI	6977	14897	KONYA	CİHANBEYL	55616	164436
ÇORUM	LAÇIN	3289	4431	KONYA	ÇELTİK	4983	11050
ÇORUM	MECİTÖZÜ	18140	37242	KONYA	ÇUMRA	51928	110874
ÇORUM	OĞUZLAR	2492	4297	KONYA	DERBENT	6778	8349
ÇORUM	ORTAKÖY	6130	12400	KONYA	DEREBUCAK	573	941
ÇORUM	OSMANCIK	11661	19153	KONYA	DOĞANHİSA	8803	19518
ÇORUM	SUNGURLU	64785	111722	KONYA	EMİRGAZI	23921	39681
ÇORUM	UĞURLUDAĞ	10764	22100	KONYA	EREĞLİ	31894	68099
ESKİŞEHİR	MERKEZ	35134	86556	KONYA	GÜNEYSINI	4585	6589
ESKİŞEHİR	ALPU	14751	37553	KONYA	HADIM	2133	2627
ESKİŞEHİR	BEYLİKOVA	8896	18263	KONYA	HALKAPINA	478	786
ESKİŞEHİR	ÇİFTELER	16047	31627	KONYA	HÜYÜK	6733	12716
ESKİŞEHİR	GÜNYÜZÜ	7425	12196	KONYA	ILGIN	32592	77618
ESKİŞEHİR	HAN	4485	8656	KONYA	KADINHANI	54818	111968
ESKİŞEHİR	İNÖNÜ	6578	14586	KONYA	KARAPINAR	41363	90427
ESKİŞEHİR	MAHMUDİYE	14452	32044	KONYA	KULU	22326	51336

KONYA	SARAYÖNÜ	39868	99202	YOZGAT	MERKEZ	61297	58490
KONYA	SEYDİŞEHİR	19735	48619	YOZGAT	AKDAĞMADE	20432	31881
KONYA	TAŞKENT	1535	2947	YOZGAT	AYDINCIK	4485	8840
KONYA	TUZLUKÇU	10465	24064	YOZGAT	BOĞAZLIYA	48699	95981
KONYA	YALIHÜYÜK	1744	2578	YOZGAT	ÇANDIR	2093	3438
KONYA	YUNAK	29004	53234	YOZGAT	ÇAYIRALAN	24917	51156
NEVŞEHİR	MERKEZ	10864	24981	YOZGAT	ÇEKEREK	16446	27166
NEVŞEHİR	ACIGÖL	9967	24064	YOZGAT	KADIŞEHİR	7276	10755
NEVŞEHİR	AVANOS	31894	78576	YOZGAT	SARAYKENT	5183	7236
NEVŞEHİR	DERİNKUYU	9967	18662	YOZGAT	SARIKAYA	40865	73829
NEVŞEHİR	GÜLŞEHİR	15947	26192	YOZGAT	SORGUN	47842	70718
NEVŞEHİR	HACİBEKTA	22924	47064	YOZGAT	ŞEFAATLİ	39868	52384
NEVŞEHİR	KOZAKLI	45325	78646	YOZGAT	YENİFAKIL	10964	18007
NEVŞEHİR	ÜRGÜP	7226	12462	YOZGAT	YERKÖY	39868	56722
NİĞDE	MERKEZ	28743	62960	AKSARAY	MERKEZ	55815	141711
NİĞDE	ALTUNHİSA	9279	12954	AKSARAY	AĞAÇÖREN	8671	17802
NİĞDE	BOR	15949	31430	AKSARAY	ESKİL	28904	87580
NİĞDE	ÇAMARDI	4884	6016	AKSARAY	GÜLAĞAÇ	7077	12425
NİĞDE	ÇİFTLİK	4186	6875	AKSARAY	GÜZELYURT	5781	10919
NİĞDE	ULUKIŞLA	4156	8533	AKSARAY	ORTAKÖY	10067	21494
SİVAS	MERKEZ	49835	73665	AKSARAY	SARIYAHŞI	2641	6507
SİVAS	AKINCILAR	2990	4829	KARAMAN	MERKEZ	56612	91502
SİVAS	ALTINYAYL	8970	14733	KARAMAN	AYRANCI	2412	43462
SİVAS	DİVRİĞİ	15748	21035	KARAMAN	BAŞYAYLA	468	1346
SİVAS	DOĞANŞAR	2990	4911	KARAMAN	ERMENEK	4684	6925
SİVAS	GEMEREK	21927	45018	KARAMAN	K.K.BEKİR	9967	18826
SİVAS	GÖLOVA	1595	1964	KARAMAN	SARIVELİL	1346	2762
SİVAS	GÜRÜN	7475	9822	KIRIKKALE	MERKEZ	8173	14596
SİVAS	HAFİK	17442	31308	KIRIKKALE	DAHŞILLI	4983	8185
SİVAS	İMRANLI	2193	4502	KIRIKKALE	BALIŞEYH	19934	36014
SİVAS	KANGAL	58008	85738	KIRIKKALE	ÇELEBİ	7974	15715
SİVAS	KOYULHİSA	5881	8934	KIRIKKALE	DELİCE	27908	45836
SİVAS	SUŞEHİR	19934	28648	KIRIKKALE	KARAKEÇİC	6080	8188
SİVAS	ŞARKIŞLA	35383	58114	KIRIKKALE	KESKİN	37875	88467
SİVAS	ULAŞ	6628	9797	KIRIKKALE	SULAKYURT	21439	42254
SİVAS	YILDIZELİ	21429	27420	KIRIKKALE	YAHŞİHAN	3439	6212
SİVAS	ZARA	26911	39779				

GÜNEYDOĞU ANADOLU BÖLGESİ

ADIYAMAN	MERKEZ	45051	51795	K.MARAŞ	PAZARCIK	39868	130960
ADIYAMAN	BESNİ	22854	39413	K.MARAŞ	TÜRKOĞLU	8970	22100
ADIYAMAN	ÇELİKHAN	548	810	MARDİN	MERKEZ	11761	13522
ADIYAMAN	GERGER	7276	8963	MARDİN	DARGEÇİT	2218	2731
ADIYAMAN	GÖLBAŞI	5582	11459	MARDİN	DERİK	20432	16779
ADIYAMAN	KAHTA	26911	22100	MARDİN	KIZILTEPE	54818	45018
ADIYAMAN	SAMSAT	3715	5186	MARDİN	MAZIDAĞI	11960	19565
ADIYAMAN	SİNCİK	2392	2947	MARDİN	MİDYAT	9967	9822
ADIYAMAN	TUT	3967	4169	MARDİN	NUSAYBİN	15947	17025
DIYARBAKIR	MERKEZ	54320	110629	MARDİN	ÖMERLİ	1196	1375
DIYARBAKIR	BİSMİL	40865	83896	MARDİN	SAVUR	6249	9751
DIYARBAKIR	ÇERMİK	20831	29081	MARDİN	YEŞİLLİ	1096	2026
DIYARBAKIR	ÇINAR	28337	58177	SİİRT	MERKEZ	3738	4297
DIYARBAKIR	ÇÜNGÜŞ	1993	3960	SİİRT	AYDINLAR	179	206
DIYARBAKIR	DİCLE	5980	9822	SİİRT	BAYKAN	847	1044
DIYARBAKIR	EĞİL	4136	9341	SİİRT	ERUH	3987	4256
DIYARBAKIR	ERGANİ	23801	46910	SİİRT	KURTALAN	15947	20626
DIYARBAKIR	HANİ	299	4256	SİİRT	PERVARI	299	368
DIYARBAKIR	HAZRO	8173	13423	SİİRT	ŞİRVAN	1993	2456
DIYARBAKIR	KOCAKÖY	10465	16943	Ş.URFA	MERKEZ	78739	80739
DIYARBAKIR	KULP	4186	5157	Ş.URFA	AKÇAKALE	59802	147330
DIYARBAKIR	LİCE	5980	7367	Ş.URFA	BİRECİK	3987	6548
DIYARBAKIR	SILVAN	23921	43217	Ş.URFA	BOZOVA	17941	20635
GAZİANTEP	MERKEZ	29403	60364	Ş.URFA	CEYLANPIN	5731	83589
GAZİANTEP	ARABAN	8472	20872	Ş.URFA	HALFETİ	917	13004
GAZİANTEP	İSLAHİYE	15249	62615	Ş.URFA	HARRAN	43855	49110
GAZİANTEP	KARKAMIŞ	2492	5116	Ş.URFA	HİLVAN	29901	36833
GAZİANTEP	NİZİP	5980	9822	Ş.URFA	SİVEREK	66779	109679
GAZİANTEP	NURDAĞI	15150	43258	Ş.URFA	SURUÇ	27310	29155
GAZİANTEP	OĞUZELİ	9768	12032	Ş.URFA	VİRANŞEHİR	34884	40925
GAZİANTEP	YAVUZELİ	4216	11772	BATMAN	MERKEZ	9269	19674
HAKKARİ	MERKEZ	140	213	BATMAN	BEŞİRLİ	25416	52171
HAKKARİ	ÇUKURCA	3	3	BATMAN	GERCÜŞ	1728	1702
HAKKARİ	ŞEMDİNLİ	32	57	BATMAN	HASANKEYF	319	491
HAKKARİ	YÜKSEKOVA	1894	2169	BATMAN	KOZLUK	13954	22908
K.MARAŞ	MERKEZ	23422	57704	BATMAN	SASON	1395	2251
K.MARAŞ	AFŞİN	29417	45899	ŞIRNAK	MERKEZ	249	205
K.MARAŞ	ANDIRIN	8472	21567	ŞIRNAK	BEYTÜŞŞEB	150	106
K.MARAŞ	ÇAĞLAYANC	3987	5730	ŞIRNAK	CİZRE	8372	10313
K.MARAŞ	EKİNOZÜ	8970	7367	ŞIRNAK	İDİL	21927	40925
K.MARAŞ	ELBİSTAN	48838	90035	ŞIRNAK	SİLOPI	9967	16370
K.MARAŞ	GÖKSUN	26911	37569	ŞIRNAK	ULUDERE	26	36
K.MARAŞ	NURHAK	1993	2947	KİLİS	MERKEZ	18000	18000

DOĞU ANADOLU BÖLGESİ

AĞRI	MERKEZ	33788	49945	BİNGÖL	KARLIOVA	1794	3233
AĞRI	DIYADİN	15947	19644	BİNGÖL	KİĞİ	3538	5065
AĞRI	D.BAYAZIT	18140	22345	BİNGÖL	SOLHAN	573	1058
AĞRI	ELEŞKİRT	18638	26020	BİNGÖL	YAYLADERE	65	57
AĞRI	HAMUR	7176	9429	BİNGÖL	YEDİSU	150	1228
AĞRI	PATNOS	32891	48619	BİTLİS	MERKEZ	548	540
AĞRI	TAŞLIÇAY	7774	10215	BİTLİS	ADİLCEVAZ	20990	25856
AĞRI	TUTAK	22426	31308	BİTLİS	AHLAT	20931	25783
BİNGÖL	MERKEZ	6180	11331	BİTLİS	GÜROYMAK	4485	5893
BİNGÖL	ADAKLI	2741	5034	BİTLİS	HIZAN	638	838
BİNGÖL	GENÇ	2292	4124	BİTLİS	MUTKİ	34	50

BITLİS	TATVAN	8731	10755	MALATYA	DOĞANYOL	399	573
ELAZIĞ	MERKEZ	8552	12992	MALATYA	HEKİMHAN	7475	9822
ELAZIĞ	AĞIN	2193	3601	MALATYA	KALE	478	786
ELAZIĞ	ALACAKAYA	219	297	MALATYA	KULUNCAR	2741	2701
ELAZIĞ	ARICAK	1545	2537	MALATYA	PÜTÜRGE	1694	2574
ELAZIĞ	BASKİL	7774	12130	MALATYA	YAZIHAN	23024	35924
ELAZIĞ	KARAKOÇAN	9967	14733	MALATYA	YEŞİLYURT	3040	3994
ELAZIĞ	KEBAN	2263	2973	MUŞ	MERKEZ	64785	85124
ELAZIĞ	KOVANCILA	16944	27829	MUŞ	BULANIK	29901	18752
ELAZIĞ	MADEN	2741	4502	MUŞ	HASKÖY	3289	4052
ELAZIĞ	PALU	2990	4420	MUŞ	KORKUT	2093	1864
ELAZIĞ	SİVRİCE	2462	3639	MUŞ	MALAZGİRT	29901	24555
ERZİNCAN	MERKEZ	15648	38551	MUŞ	VARTO	3987	3274
ERZİNCAN	ÇAYIRLI	3488	5730	TOKAT	MERKEZ	19725	38959
ERZİNCAN	İLİÇ	2153	2564	TOKAT	ALMUS	7974	17680
ERZİNCAN	KEMAH	3199	5255	TOKAT	ARTOVA	6304	14138
ERZİNCAN	KEMALİYE	349	430	TOKAT	BAŞÇİFTLİ	1844	2271
ERZİNCAN	OTLUKBELİ	1047	1532	TOKAT	ERBAA	16654	35558
ERZİNCAN	REFAHİYE	14474	21395	TOKAT	NİKSAR	11046	27214
ERZİNCAN	TERCAN	14103	17373	TOKAT	PAZAR	3887	11173
ERZİNCAN	ÜZÜMLÜ	5233	7735	TOKAT	REŞADİYE	8970	9576
ERZURUM	MERKEZ	3189	4453	TOKAT	SULUSARAY	3359	6068
ERZURUM	AŞKALE	13206	10845	TOKAT	TURHAL	19794	48766
ERZURUM	ÇAT	1894	1481	TOKAT	YEŞİLYURT	3987	7858
ERZURUM	HINIS	8721	6016	TOKAT	ZİLE	41861	68754
ERZURUM	HORASAN	18838	20008	TUNCELİ	MERKEZ	2591	2660
ERZURUM	İLİCA	5332	5544	TUNCELİ	ÇEMİŞGEZE	7296	8103
ERZURUM	İSPİR	1869	2640	TUNCELİ	HOZAT	3090	3045
ERZURUM	KARAÇOBAN	4485	5525	TUNCELİ	MAZGİRT	6479	7448
ERZURUM	KARAYAZI	3389	2772	TUNCELİ	NAZİMİYE	698	1031
ERZURUM	KÖPRÜKÖY	5980	4420	TUNCELİ	OVACIK	534	540
ERZURUM	NARMAN	5781	6171	TUNCELİ	PERTEK	7974	9167
ERZURUM	OLTU	9070	7448	TUNCELİ	PÜLÜMÜR	1	1
ERZURUM	OLUR	4186	2475	VAN	MERKEZ	26114	34181
ERZURUM	PASINLER	8073	16575	VAN	BAHÇESARA	548	172
ERZURUM	PAZARYÖLÜ	658	647	VAN	BAŞKALE	9469	9233
ERZURUM	ŞENKAYA	4779	3140	VAN	ÇALDIRAN	9529	9391
ERZURUM	TEKMAN	3538	2325	VAN	ÇATAK	1146	982
ERZURUM	TORTUM	3403	3073	VAN	EDREMIT	2841	3258
ERZURUM	UZUNDERE	249	311	VAN	ERCİŞ	11960	14528
KARS	MERKEZ	25665	25292	VAN	GEVAŞ	478	589
KARS	AKYAKA	11275	4999	VAN	GÜRPINAR	12209	10984
KARS	ARPAÇAY	10964	3683	VAN	MURADİYE	6977	8594
KARS	DİĞOR	1495	1179	VAN	ÖZALP	18937	21029
KARS	KAĞIZMAN	122	9677	VAN	SARAY	4186	5157
KARS	SARIKAMIŞ	15449	15224	ARDAHAN	MERKEZ	6100	7514
KARS	SELİM	14521	11925	ARDAHAN	ÇILDIR	1196	9812
KARS	SUSUZ	9469	10108	ARDAHAN	DAMAL	2243	2131
MALATYA	MERKEZ	16844	22824	ARDAHAN	GÖLE	4983	3274
MALATYA	AKÇADAĞ	41313	64461	ARDAHAN	HANAK	3189	3143
MALATYA	ARAPGİR	4983	7367	ARDAHAN	POSOĞ	698	1031
MALATYA	ARGUVAN	9469	12441	İĞDIR	MERKEZ	7625	25046
MALATYA	BATTALGAZ	6977	11459	İĞDIR	ARALIK	1445	3145
MALATYA	DARENDE	8970	13260	İĞDIR	K.KOYUNLU	1894	6221
MALATYA	DOĞANŞEHİR	7176	9429	İĞDIR	TUZLUCA	14053	19896

MARMARA BÖLGESİ

BALIKESİR	MERKEZ	22456	50713	ÇANAKKALE	LAPSEKİ	6977	20053
BALIKESİR	AYVALIK	548	1351	ÇANAKKALE	YENİCE	13426	26460
BALIKESİR	BALYA	11761	21731	EDİRNE	MERKEZ	26911	86188
BALIKESİR	BANDIRMA	25914	82996	EDİRNE	ENEZ	7974	22918
BALIKESİR	BİGADİÇ	17941	47882	EDİRNE	HAVSA	27509	79067
BALIKESİR	BURHANİYE	2691	7072	EDİRNE	İPSALA	23223	66749
BALIKESİR	DURSUNBEY	9917	19138	EDİRNE	KEŞAN	25266	82968
BALIKESİR	EDREMIT	548	1801	EDİRNE	LALAPAŞA	15947	49274
BALIKESİR	ERDEK	668	2304	EDİRNE	MERİÇ	7974	19644
BALIKESİR	GÖMEÇ	1196	3929	EDİRNE	SÜLOĞLU	9050	28242
BALIKESİR	GÖNEN	18240	44936	EDİRNE	UZUNKÖPRÜ	37875	124412
BALIKESİR	HAVRAN	1545	2791	İSTANBUL	BEYKOZ	199	655
BALIKESİR	İVRİNDİ	15249	28803	İSTANBUL	G.OSMANPA	1007	2893
BALIKESİR	KEPSUT	8322	19820	İSTANBUL	KARTAL	130	319
BALIKESİR	MANYAS	12957	30694	İSTANBUL	K.ÇEKMECE	493	1337
BALIKESİR	MARMARA	40	164	İSTANBUL	PENDİK	319	786
BALIKESİR	SAVAŞTEPE	5332	10072	İSTANBUL	SARIYER	3	5
BALIKESİR	SINDIRGI	18040	25926	İSTANBUL	TUZLA	339	835
BALIKESİR	SUSURLUK	10964	27011	İSTANBUL	ÜMRANİYE	115	217
BİLECİK	MERKEZ	4385	9724	İSTANBUL	B.ÇEKMECE	2990	12278
BİLECİK	BOZÖYÜK	10615	21793	İSTANBUL	ÇATALCA	15947	52384
BİLECİK	GÖLPAZARI	12160	31922	İSTANBUL	SİLİVRİ	27908	107715
BİLECİK	İNHİSAR	399	655	İSTANBUL	ŞİLE	449	737
BİLECİK	OSMANELİ	4869	9596	KIRKLARELİ	MERKEZ	41861	101985
BİLECİK	PAZARYERİ	5153	7057	KIRKLARELİ	BABAESKİ	28904	83078
BİLECİK	SÖĞÜT	4983	8185	KIRKLARELİ	DEMİRKÖY	1096	2701
BİLECİK	YENİPAZAR	2731	6728	KIRKLARELİ	KOÇAZ	6000	14792
BURSA	MERKEZ	15050	18539	KIRKLARELİ	LÜLEBURGA	42858	140782
BURSA	BÜYÜKHORHA	8871	8742	KIRKLARELİ	PEHLİVANK	5283	15183
BURSA	GEMLİK	1196	2947	KIRKLARELİ	PINARHİSA	10465	30080
BURSA	GÜRSU	234	483	KIRKLARELİ	VİZE	12459	35605
BURSA	HARMANCIK	3488	4297	KOCAELİ	MERKEZ	22326	33369
BURSA	İNEGÖL	11922	28648	KOCAELİ	GEBZE	4485	7718
BURSA	İZNİK	4286	8799	KOCAELİ	GÖLCÜK	578	1329
BURSA	KARACABEY	24917	40925	KOCAELİ	KANDIRA	19934	32511
BURSA	KELES	4983	7630	KOCAELİ	KARAMÜRSE	5382	16286
BURSA	KESTEL	4286	9503	KOCAELİ	KÖRFEZ	2485	6529
BURSA	MUDANYA	3588	7367	TEKİRDAĞ	MERKEZ	36180	139145
BURSA	M.KEMALPA	23921	36734	TEKİRDAĞ	ÇERKEZKÖY	10964	35474
BURSA	ORHANELİ	9967	15552	TEKİRDAĞ	ÇORLU	41861	125476
BURSA	ORHANGAZI	708	1743	TEKİRDAĞ	HAYRABOLU	33140	98791
BURSA	YENİŞEHİR	14352	47146	TEKİRDAĞ	MALKARA	29403	102137
ÇANAKKALE	MERKEZ	14950	42971	TEKİRDAĞ	M.EREĞLİS	8970	36833
ÇANAKKALE	AYVACIK	4086	9027	TEKİRDAĞ	MURATLI	19934	73665
ÇANAKKALE	BAYRAMIÇ	7176	15617	TEKİRDAĞ	SARAY	19535	59358
ÇANAKKALE	BİGA	32891	94537	TEKİRDAĞ	ŞARKÖY	4689	13478
ÇANAKKALE	BOZCAADA	30	86	YALOVA	MERKEZ	1719	2824
ÇANAKKALE	ÇAN	106	24801	YALOVA	ALTINOVA	3837	16124
ÇANAKKALE	ECEABAT	9369	30776	YALOVA	ARMUTLU	50	82
ÇANAKKALE	EZİNE	6479	21281	YALOVA	ÇINARCIK	349	573
ÇANAKKALE	GELİBOLU	19934	57295	YALOVA	ÇİFTLİKÖY	1674	2750
ÇANAKKALE	GÖKÇEADA	947	3072	YALOVA	TERMAL	63	102

AKDENİZ BÖLGESİ

ADANA	SEYHAN	11462	36333	HATAY	BELEN	1495	3683
ADANA	YÜREĞİR	65284	240557	HATAY	DÖRTYOL	3090	11418
ADANA	ALADAĞ	4485	11050	HATAY	ERZİN	3987	11459
ADANA	CEYHAN	78739	181052	HATAY	HASSA	4983	14324
ADANA	FEKE	3588	5304	HATAY	İSKENDERU	6977	17189
ADANA	İMAMOĞLU	28605	82210	HATAY	KIRIKHAN	20931	37946
ADANA	KARAIŞALI	18439	37856	HATAY	KUMLU	6085	19988
ADANA	KARATAŞ	18937	46655	HATAY	REYHANLI	12160	37946
ADANA	KOZAN	40807	134044	HATAY	SAMANDAĞ	3987	9822
ADANA	POZANTI	2043	2852	HATAY	YAYLADAĞI	6479	7342
ADANA	SAİMBEYLİ	2193	2128	ISPARTA	MERKEZ	4136	7813
ADANA	TUFANBEYLİ	15150	31103	ISPARTA	AKSU	788	1180
ADANA	YUMURTALIK	17941	47146	ISPARTA	ATABEY	254	522
ANTALYA	MERKEZ	21927	54021	ISPARTA	EĞİRDİR	1894	2799
ANTALYA	AKSEKİ	4356	4650	ISPARTA	GELENDOST	7495	12494
ANTALYA	ALANYA	11960	23573	ISPARTA	GÖNEN	995	1634
ANTALYA	ELMALI	23921	52057	ISPARTA	KEÇİBORLU	3239	6650
ANTALYA	FİNİKE	1196	1964	ISPARTA	SENİRKENT	1495	3069
ANTALYA	GAZİPAŞA	5881	10141	ISPARTA	SÜTÇÜLER	1704	2519
ANTALYA	GÜNDÜĞMÜŞ	7146	7335	ISPARTA	Ş.KARAAĞA	10914	31369
ANTALYA	İBRADİ	553	795	ISPARTA	ULUBORLU	274	409
ANTALYA	KALE	1246	1892	ISPARTA	YALVAÇ	23568	53225
ANTALYA	KAŞ	7276	14938	ISPARTA	Y.BADEMLİ	498	1023
ANTALYA	KEMER	648	1330	İÇEL	MERKEZ	10814	19538
ANTALYA	KORKUTELİ	27409	33763	İÇEL	ANAMUR	10206	16763
ANTALYA	KUMLUCA	4585	8660	İÇEL	AYDINCIK	2368	2525
ANTALYA	MANAVGAT	13954	57295	İÇEL	BOZYAZI	3887	6384
ANTALYA	SERİK	17442	64252	İÇEL	ÇAMLIYAYL	2193	3241
BURDUR	MERKEZ	18139	29753	İÇEL	ERDEMLİ	16994	18142
BURDUR	AĞLASUN	4814	7907	İÇEL	GÜLNAR	15947	19644
BURDUR	ALTINYAYL	1595	2619	İÇEL	MUT	17542	25931
BURDUR	BUCAK	8073	16575	İÇEL	SİLİFKE	19934	35258
BURDUR	ÇAVDIR	3708	9134	İÇEL	TARSUS	49204	119993
BURDUR	ÇELTİKÇİ	2043	3356	OSMANİYE	MERKEZ	21892	72809
BURDUR	GÖLHİSAR	6678	21936	OSMANİYE	BAHÇE	2791	4584
BURDUR	KARAMANLI	6324	8309	OSMANİYE	DÜZİÇİ	16150	53039
BURDUR	KEMER	6678	7620	OSMANİYE	HASANBEYL	2108	5193
BURDUR	TEFENNİ	7974	9822	OSMANİYE	KADIRLI	29004	95273
BURDUR	YEŞİLOVA	11462	16002	OSMANİYE	SUMBAS	10366	34050
HATAY	MERKEZ	9269	26642	OSMANİYE	TOPRAKKAL	5108	21793
HATAY	ALTINÖZÜ	10465	25783				

KARADENİZ BÖLGESİ

ARTVİN	MERKEZ	55	90	AMASYA	MERZİFON	30100	86516
ARTVİN	ARDANUÇ	5980	8594	AMASYA	SULUOVA	15249	51094
ARTVİN	BORÇKA	70	115	AMASYA	TAŞOVA	14831	32685
ARTVİN	ŞAŞAT	110	153	BOLU	MERKEZ	16695	47985
ARTVİN	YUSUFELİ	1944	2874	BOLU	AKÇAKOCA	150	368
AMASYA	MERKEZ	41333	132379	BOLU	CUMAYERİ	349	716
AMASYA	GÖYNÜCEK	10964	31512	BOLU	ÇİLİMLİ	947	2722
AMASYA	GÜMÜŞHACI	6279	15470	BOLU	DÖRTDİVAN	3189	5238
AMASYA	HAMAMÖZÜ	1794	4665	BOLU	DÜZCE	8023	23061

BOLU	GEREDE	13356	21936	SAKARYA	FERİZLİ	1276	3143
BOLU	GÖLYAKA	299	859	SAKARYA	GEVYE	4763	13037
BOLU	GÖYNÜK	9170	17319	SAKARYA	HENDEK	5183	19153
BOLU	GÜMÜŞOVA	698	1432	SAKARYA	KARAPÜRÇE	339	835
BOLU	KIBRISCIK	2193	3781	SAKARYA	KARASU	1445	4985
BOLU	MENGEN	4086	6041	SAKARYA	KAYNARCA	8522	20295
BOLU	MUDURNU	9718	16759	SAKARYA	KOCAALI	150	491
BOLU	SEBEN	2591	3724	SAKARYA	PAMUKOVA	812	2001
BOLU	YENİÇAĞA	2243	4236	SAKARYA	SAPANCA	473	1652
BOLU	YİĞİLCİ	2990	6139	SAKARYA	SÖĞÜTLÜ	2068	5095
GİRESUN	ALUCRA	4485	4788	SAKARYA	TARAKLI	4575	5635
GİRESUN	ÇAMOLUK	3738	3397	SAMSUN	MERKEZ	12210	28075
GİRESUN	DERELİ	399	491	SAMSUN	ALAÇAM	10216	16779
GİRESUN	Ş.KARAHİS	9369	14618	SAMSUN	ASARCIK	2841	4665
GÜMÜŞHANE	MERKEZ	2691	3536	SAMSUN	AYVACIK	698	1146
GÜMÜŞHANE	KELKİT	10565	17352	SAMSUN	BAFRA	19934	73665
GÜMÜŞHANE	KÖSE	6080	8447	SAMSUN	ÇARŞAMBA	1196	3929
GÜMÜŞHANE	KÜRTÜN	1993	2456	SAMSUN	HAVZA	19236	48971
GÜMÜŞHANE	ŞİRAN	7620	12441	SAMSUN	KAVAK	3488	8594
GÜMÜŞHANE	TORUL	2691	3536	SAMSUN	LADİK	6479	13505
KASTAMONU	MERKEZ	21429	35196	SAMSUN	ONDOKUZM A	4485	12891
KASTAMONU	ABANA	219	180	SAMSUN	SALIPAZAR	100	205
KASTAMONU	AĞLI	997	1228	SAMSUN	TEKKEKÖY	4286	10911
KASTAMONU	ARAÇ	18439	30285	SAMSUN	V.KÖPRÜ	24917	51156
KASTAMONU	AZDAVAY	9469	7776	SAMSUN	YAKAKENT	2666	4160
KASTAMONU	BOZKURT	947	900	SINOP	MERKEZ	5965	9822
KASTAMONU	CİDE	1196	1473	SINOP	AYANCIK	3189	3683
KASTAMONU	ÇATALZEYT	897	1105	SINOP	BOYABAT	6778	11132
KASTAMONU	DADAY	8273	20381	SINOP	DİKMEN	3598	5319
KASTAMONU	DEVREKANI	16894	24972	SINOP	DURAĞAN	3837	6933
KASTAMONU	DOĞANYURT	748	921	SINOP	ERFELEK	7475	10743
KASTAMONU	HANÖNÜ	1744	2865	SINOP	GERZE	5382	8840
KASTAMONU	İHSANGAZI	3488	5238	SINOP	SARAYDÜZÜ	1296	2128
KASTAMONU	İNEBOLU	2990	3683	SINOP	TÜRKELİ	1744	2722
KASTAMONU	KÜRE	1445	1424	ZONGULDAK	MERKEZ	2275	3308
KASTAMONU	PINARBAŞI	2990	3315	ZONGULDAK	ALAPLI	1495	3806
KASTAMONU	SEYDİLER	6279	11860	ZONGULDAK	ÇAYCUMA	10615	19955
KASTAMONU	ŞENPAZAR	439	360	ZONGULDAK	DEVREK	11821	25725
KASTAMONU	TAŞKÖPRÜ	16047	32945	ZONGULDAK	EREĞLİ	10465	17189
KASTAMONU	TOSYA	9967	16370	ZONGULDAK	GÖKÇEBEY	3439	7539
ORDU	AKKUŞ	6180	9134	BAYBURT	MERKEZ	12210	16043
ORDU	AYBASTI	179	295	BAYBURT	AYDINTEPE	1993	2619
ORDU	CAMAŞ	3	7	BAYBURT	DEMİRÖZÜ	3239	4256
ORDU	ÇATALPINA	15	22	BARTIN	MERKEZ	7475	7673
ORDU	ÇAYBAŞI	25	25	BARTIN	AMASRA	643	1161
ORDU	FATSA	30	74	BARTIN	KURUCASIL	748	1105
ORDU	GÖLKÖY	3	2	BARTIN	ULUS	12259	10068
ORDU	KABATAŞ	15	25	KARABÜK	MERKEZ	4186	8594
ORDU	KORGAN	15	29	KARABÜK	EFLANİ	5582	7334
ORDU	KUMRU	20	29	KARABÜK	ESKİPAZAR	6279	10313
ORDU	MESUDİYE	6977	5844	KARABÜK	OVACIK	2193	3421
ORDU	ÜNYE	45	56	KARABÜK	SAFRANBOL	5382	8840
SAKARYA	MERKEZ	9658	30139	KARABÜK	YENİCE	1894	3176
SAKARYA	AKYAZI	1894	4976				

EGE BÖLGESİ

AFYON	MERKEZ	24917	51156	İZMİR	FOÇA	777	2235
AFYON	BAŞMAKÇI	2691	6188	İZMİR	KARABURUN	130	170
AFYON	BAYAT	4105	6068	İZMİR	KEMALPAŞA	2492	5075
AFYON	BOLVADIN	6977	13554	İZMİR	KINIK	2705	6664
AFYON	ÇAY	12952	23400	İZMİR	KIRAZ	528	1301
AFYON	ÇOBANLAR	4983	6712	İZMİR	MENDERES	7077	24698
AFYON	DAZKIRI	4086	6712	İZMİR	MENEMEN	6080	17475
AFYON	DİNAR	31894	73338	İZMİR	ÖDEMİŞ	1794	4420
AFYON	EMİRDAĞ	9967	16370	İZMİR	SEFERİHİS	498	1023
AFYON	EVCİLER	5183	10215	İZMİR	SELÇUK	698	2177
AFYON	HOCALAR	3488	6302	İZMİR	TİRE	5083	16697
AFYON	İHSANİYE	18439	30285	İZMİR	TORBALI	4525	16722
AFYON	İSCEHİSAR	77	8594	İZMİR	URLA	897	2063
AFYON	KIZILÖREN	5582	11459	KÜTAHYA	MERKEZ	47882	103138
AFYON	SANDIKLI	27609	45345	KÜTAHYA	ALTINTAŞ	18439	44445
AFYON	SİNANPAŞA	9917	21936	KÜTAHYA	ASLANAPA	10465	30080
AFYON	SULTANDAĞ	9768	18416	KÜTAHYA	ÇAVDARHİS	9369	26929
AFYON	ŞUHUT	10964	22509	KÜTAHYA	DOMANIÇ	3588	8840
AYDIN	MERKEZ	1774	7285	KÜTAHYA	DUMLUPINA	2990	7367
AYDIN	BOZDOĞAN	3140	10055	KÜTAHYA	EMET	10764	26519
AYDIN	BUHARKENT	416	1291	KÜTAHYA	GEDİZ	14452	34418
AYDIN	ÇİNE	2591	6810	KÜTAHYA	HİSARCIK	6279	13669
AYDIN	DİDİM	2151	4945	KÜTAHYA	PAZARLAR	2043	5034
AYDIN	GERMENCİK	2811	8079	KÜTAHYA	SİMAV	26911	53039
AYDIN	İNCİRLİOV	652	2008	KÜTAHYA	ŞAPHANE	2841	4665
AYDIN	KARACASU	4834	15879	KÜTAHYA	TAVŞANLI	19236	29957
AYDIN	KARPUZLU	249	921	MANİSA	MERKEZ	6329	15552
AYDIN	KOÇARLI	867	1780	MANİSA	AHMETLİ	2277	5612
AYDIN	KÖŞK	374	1075	MANİSA	AKHİSAR	20931	51566
AYDIN	KUŞADASI	1495	5525	MANİSA	ALAŞEHİR	5881	11590
AYDIN	KUYUCAK	1495	4174	MANİSA	DEMİRCİ	6977	8594
AYDIN	NAZILLI	249	859	MANİSA	GÖLMARMAR	1874	6155
AYDIN	SÖKE	4146	11917	MANİSA	GÖRDES	4435	7285
AYDIN	SULTANHİS	229	753	MANİSA	KIRKAĞAÇ	3987	9822
AYDIN	YENİPAZAR	598	1432	MANİSA	KÖPRÜBAŞI	3289	7293
DENİZLİ	MERKEZ	7559	21726	MANİSA	KULA	10316	14825
DENİZLİ	ACIPAYAM	16944	32003	MANİSA	SALİHLİ	18339	45181
DENİZLİ	AKKÖY	2751	6754	MANİSA	SARIGÖL	3239	9004
DENİZLİ	BABADAĞ	1595	3929	MANİSA	SARUHANLI	12737	23011
DENİZLİ	BAKLAN	1824	2621	MANİSA	SELENDİ	8273	10190
DENİZLİ	BEKİLLİ	1445	2730	MANİSA	SOMA	8671	9969
DENİZLİ	BEYAĞAÇ	997	1801	MANİSA	TURGUTLU	4884	12032
DENİZLİ	BOZKURT	3150	4656	MUĞLA	MERKEZ	5980	10804
DENİZLİ	BULDAN	4585	11295	MUĞLA	BODRUM	2442	3209
DENİZLİ	ÇAL	5681	9198	MUĞLA	DALAMAN	5183	12769
DENİZLİ	ÇAMELİ	3987	7367	MUĞLA	DATÇA	399	819
DENİZLİ	ÇARDAK	2108	4068	MUĞLA	FETHİYE	15947	39288
DENİZLİ	ÇİVRİL	16944	27829	MUĞLA	KAVAKLIDE	1993	1637
DENİZLİ	GÜNEY	3937	5496	MUĞLA	KÖYCEĞİZ	1809	3863
DENİZLİ	HONAZ	6479	20872	MUĞLA	MARMARİS	319	409
DENİZLİ	KALE	2392	4125	MUĞLA	MİLAS	7475	16319
DENİZLİ	SARAYKÖY	3987	13751	MUĞLA	ORTACA	463	1567
DENİZLİ	SERİNHİSA	1894	3110	MUĞLA	ULA	1973	4862
DENİZLİ	TAVAS	13954	33559	MUĞLA	YATAĞAN	3887	7907
İZMİR	MERKEZ	2243	5492	UŞAK	MERKEZ	20931	39534
İZMİR	ALIAĞA	3189	9167	UŞAK	BANAZ	11462	22591
İZMİR	BAYINDIR	4641	15625	UŞAK	ESME	12175	17996
İZMİR	BERGAMA	7575	26397	UŞAK	KARAHALCI	2442	5414
İZMİR	BEYDAĞ	399	982	UŞAK	SİVASLI	5980	10722
İZMİR	ÇEŞME	249	450	UŞAK	ULUBEY	2292	4895
İZMİR	DİKİLİ	3987	10477				

EK-2**Buğday Ekili Alan ve Ürün Miktarı Değişkenleri için BRÖ Örneklem Verileri****ORTA ANADOLU B.****Ekili A. Ürün M.**

3488	6302
16944	30612
5980	9822
45325	78646
11661	19153
9967	18826
61297	58490
8896	18263
6080	8188
27908	50420
54818	111968
55616	164436
10764	18564
7077	12425
35383	58114
15947	28811
39619	71578
66878	153780
2093	3438
22087	45345
89703	147330
6578	14586
2133	2627
8970	14733
5183	7236
24917	49110
58008	85738
15947	39288
28743	62960
7425	12196
1535	2947
29702	68296
6977	14897
23921	39681
14452	32044

GÜNEYDOĞU B.**Ekili A. Ürün M.**

45051	51795
8173	13423
11761	13522
9967	16370
21927	40925
5980	9822
299	368
26	36
2392	2947
8970	7367
15150	43258
3715	5186
15249	62615
4186	5157
319	491

DOĞUANADOLU B.**Ekili A. Ürün M.**

2841	3258
4186	5157
478	786
8731	10755
2263	2973
1445	3145
7176	9429
698	1031
64785	85124
3359	6068
7475	9822
13206	10845
2741	2701
548	540

MARMARA B.**Ekili A. Ürün M.**

12459	35605
9917	19138
15947	52384
17941	47882
27509	79067
339	835
28904	83078
199	655
5382	16286
947	3072

AKDENİZ B.**Ekili A. Ürün M.**

23921	52057
23568	53225
18937	46655
10914	31369
7974	9822
274	409
4136	7813
21927	54021
6678	21936
9269	26642

KARADENİZ B.**Ekili A. Ürün M.**

897	1105
12210	28075
1495	3806
10615	19955
698	1146
5582	7334
1744	2722
3189	5238

EGE B.**Ekili A. Ürün M.**

6080	17475
47882	103138
3150	4656
528	1301
7475	16319
2151	4945
13954	33559
3140	10055

EK-3

Buğday Ekili Alan ve Ürün Miktarı Değişkenleri için Çift Örneklemde Altörneklem Verileri

ORTA ANADOLU B.Ekili A. Ürün M.

23921 39681
11206 26687
3488 6302
54818 111968
61297 58490
35383 58114
2093 3438
8970 14733
11661 19153
6578 14586
2133 2627
22087 45345
8896 18263
24917 49110
14452 32044
89703 147330
45325 78646
29702 68296
9967 18826
58008 85738
16944 30612
27908 50420
5183 7236
39619 71578
1535 2947
7077 12425
7425 12196
10764 18564
66878 153780
55616 164436
6977 14897
15947 39288
6080 8188

GÜNEYDOĞU B.Ekili A. Ürün M.

15150 43258
2392 2947
21927 40925
4186 5157
299 368
26 36
8970 7367

DOĞUANADOLU B.Ekili A. Ürün M.

1445 3145
64785 85124
548 540
3359 6068
13206 10845
2741 2701
478 786
4186 5157
7475 9822
7176 9429

MARMARA B.Ekili A. Ürün M.

947 3072
28904 83078
339 835
199 655
17941 47882

AKDENİZ B.Ekili A. Ürün M.

23921 52057
4136 7813
9269 26642
21927 54021

KARADENİZ B.Ekili A. Ürün M.

12210 28075
10615 19955
897 1105

EGE B.Ekili A. Ürün M.

2151 4945
47882 103138
13954 33559
528 1301
3150 4656

EK-4**Buğday Ekili Alan ve Ürün Miktarı Değişkenleri için Regresyon İçi Regresyon Örneklem Verileri**

ORTA ANADOLU B. GÜNEYDOĞU B. DOĞUANADOLU B. MARMARA B.

<u>Ekili A.97</u>	<u>Ürün M97</u>	<u>Ekili A.96</u>	<u>Ekili A.</u>	<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.96</u>	<u>Ekili A.</u>	<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.96</u>	<u>Ekili A.</u>	<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.96</u>
11206	26687	14918	2392	2947	2388	7176	9429	6468	947	3072	995
10764	18564	9454	4186	5157	3582	548	540	547	28904	83078	29856
89703	147330	84592	15150	43258	14928	13206	10845	13286	339	835	348
66878	153780	66679	8970	7367	9454	7475	9822	8439	199	655	199
22087	45345	21645	299	368	248	478	786	467	17941	47882	16918
6977	14897	6989	21927	40925	19904	2741	2701	2741			
11661	19153	11444	26	36	25	64785	85124	61109			
8896	18263	8882				3359	6068	3284			
7425	12196	7563				4186	5157	7165			
6578	14586	6568				1445	3145	1443			
14452	32044	15425									
29702	68296	27965									
27908	50420	39559									
39619	71578	6817									
24917	49110	19008									
15947	39288	14977									
3488	6302	3980									
16944	30612	17913									
55616	164436	72650									
23921	39681	13932									
2133	2627	2129									
54818	111968	64688									
1535	2947	1671									
45325	78646	41002									
8970	14733	8459									
58008	85738	57921									
35383	58114	36822									
61297	58490	40803									
2093	3438	2288									
5183	7236	5622									
7077	12425	7386									
9967	18826	3980									
6080	8188	5722									

AKDENİZ B. KARADENİZ B. EGE B.

<u>Ekili A.97</u>	<u>Ürün M97</u>	<u>Ekili A.96</u>	<u>Ekili A.</u>	<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.96</u>	<u>Ekili A.</u>	<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.96</u>
23921	52057	23387	12210	28075	11942	2151	4945	2728
4136	7813	4687	10615	19955	10399	3150	4656	3234
9269	26642	8956	897	1105	1094	13954	33559	16122
21927	54021	17913				528	1301	547
						47882	103138	47919

EK-5

Buğday Ekili Alan ve Ürün Miktarı Değişkenleri için SS1 Örneklem Planı Verileri

ORTA ANADOLU B.**GÜNEYDOĞU B.****DOĞUANADOLU B.****MARMARA B.**

<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.</u>	<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.</u>	<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.</u>	<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.</u>
75749	136853	29403	60364	18638	26020	24917	40925
7226	12462	1993	2456	3887	11173	2485	6529
1346	2762	5980	9822	7296	8103	548	1351
478	786	2218	2731	65	57	4983	8185
66878	153780	32	57	4779	3140	12957	30694
22725	52201	1993	2947	9967	14733	19934	57295
6628	9797	59802	147330	9469	10108	1196	3929
35084	65985	1894	2169	7974	9167	27908	107715
32592	77618	3967	4169	534	540	4869	9596
12259	35236	7276	8963	15947	19644	9917	19138
30100	56853	8472	20872	18838	20008		
29702	68296	249	205	122	9677		
10964	18007	1096	2026	8970	13260		
15748	21035	8472	21567	3189	4453		
4186	6875	9269	19674				
17442	31512						
2990	4829						
49835	73665						
13107	22239						
12708	24678						
6977	14897						
21439	42254						
8173	14596						
39619	71578						
31894	78576						
31894	68099						
8472	12523						
967	1786						
21878	57491						
5306	10894						
468	1346						
6578	14586						
14452	32044						
58008	85738						
16944	30612						

AKDENİZ B.**KARADENİZ B.****EGE B.**

<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.</u>	<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.</u>	<u>Ürün M.</u>	<u>Ekili A.</u>
78739	181052	9967	16370	463	1567
1495	3683	25	25	11462	22591
4814	7907	24917	51156	319	409
4136	7813	6778	11132	598	1432
65284	240557	2990	3683	8671	9969
1196	1964	3837	6933	4525	16722
11960	23573	1196	1473	16944	27829
12160	37946	10565	17352	15947	39288
2193	2128				
6977	17189				

EK-6

Buğday Ürün Miktarı Değişkenleri için Periyodik Araştırma Olarak 1996 ve 1997 Yılı Örneklem Verileri

ORTA ANADOLU B.

<u>Ürün M.96</u>	<u>Ürün M.97</u>
22914	19153
17784	18263
53752	50420
11465	9822
4976	6302
35229	30612
14023	78646
28593	58490
7332	18826
6950	8188
1753	28811
17216	18564
8536	147330
5523	153780
17216	45345
1694	14897
38497	12196
4973	14586
43040	32044
65985	68296
10760	71578
55992	49110
117961	39288
14023	164436
30628	39681
6068	2627
78269	111968
9086	2947
29490	62960
28593	14733
7651	85738
117751	58114
92456	3438
1311	7236
96521	12425

GÜNEYDOĞU B.

<u>Ürün M.96</u>	<u>Ürün M.97</u>
44784	51796
7961	13423
11146	13522
10947	16370
19904	40925
2388	9822
248	368
25	36
2388	2947
9454	7367
14928	43258
4757	5186
15326	62615
3582	5157
308	491

DOĞUANADOLU B.

<u>Ürün M.96</u>	<u>Ürün M.97</u>
3969	3258
8608	5157
709	786
12338	10755
3299	2973
3467	3145
7771	9429
657	1031
60774	85124
5733	6068
10138	9822
10108	10845
3287	2701
454	540

MARMARA B.

<u>Ürün M.96</u>	<u>Ürün M.97</u>
28693	35605
20515	19138
31881	52384
44036	47882
69342	79067
836	835
71733	83078
637	655
17534	16286
2391	3072

AKDENİZ B.

<u>Ürün M.96</u>	<u>Ürün M.97</u>
23387	52057
7265	46655
17416	53225
10977	31369
8260	9822
298	409
4687	7813
17913	54021
6568	21936
8956	26642

KARADENİZ B.

<u>Ürün M.96</u>	<u>Ürün M.97</u>
1315	1105
24867	28075
3586	3806
20822	19955
1115	1146
7651	7334
2869	2722
6376	5238

EGE B.

<u>Ürün M.96</u>	<u>Ürün M.97</u>
24987	17475
107456	103138
6475	4656
5918	1301
18132	16319
10927	4945
33571	33559
9684	10055

EK-7**Buğday Ekili Alan ve Ürün Miktarı Değişkenleri için SKÖ Örneklem Verileri Seçimi****ORTA ANADOLU B. (m=5, t=7)**

1346	2762	6578	14586	4983	8185	4834	8336	1595	1964
1535	2947	12259	35236	6778	8349	15748	21035	8671	17802
2990	4911	18140	37242	7176	12376	22087	45345	8803	19518
5881	8934	27908	50420	10964	18907	51928	110874	10764	18564
27908	45836	48190	118478	31894	68099	54818	111968	22725	52201
3987	7858	478	786	4585	6589	2727	4927	2492	4297
4884	6016	4983	11050	6130	12400	12708	24678	4684	6925
5306	10894	10764	22100	8896	18263	15949	31430	8970	22100
29702	68296	16047	31627	8970	17974	21927	45018	10067	21494
89703	147330	40865	73829	15947	28811	55815	141711	41363	90427
967	1786	1346	1933	4485	8840	2193	4502	3439	6212
6678	13710	2093	3438	19934	36014	5003	8218	15947	39288
20931	39534	4236	10784	22924	47064	6977	14897	17442	31308
24917	49110	10615	26151	39619	71578	58008	85738	35134	86556
48699	95981	19934	39288	71413	130023	66878	153780	39868	99202
5980	9822	573	941	1089	1968	3072	5012	2133	2627
7276	10755	1196	1964	3645	7782	11661	19153	9967	18662
7425	12196	24668	60774	3987	7367	17442	31512	9967	18826
23921	39681	28904	87580	10964	18007	38622	115130	26911	39779
31894	78576	61297	58490	29901	57753	56612	91502	35383	58114
5183	7236	115	226	1774	3351	7974	15715	13107	22239
10465	24064	2990	4829	4485	8656	9967	24064	19735	48619
21429	27420	4734	6803	15947	30121	12459	25374	37875	88467
24120	43462	7226	12462	21878	57491	22326	51336	49835	73665
28743	62960	39868	52384	35084	65985	26413	50952	132063	271128
10465	17189	6733	12716	3488	6302	917	1473	468	1346
12160	21969	7077	12425	6080	8188	8970	14733	4156	8533
16944	30612	9867	22689	6628	9797	11960	20626	8173	14596
20432	31881	29004	53234	8472	12523	16346	29532	14452	32044
55616	164436	64785	111722	21529	44199	24917	51156	14751	37553
3140	7993	3289	4431	5183	7236	2641	6507	3488	7162
7475	9822	4186	6875	5582	9626	16446	21281	5781	10919
9279	12954	27798	61636	10864	24981	16944	34786	11206	26687
39868	56722	34978	71811	15947	26192	32592	77618	19934	28648
47842	70718	75749	136853	21439	42254	45325	78646	30100	56853

GÜNEYDOĞU B. (m=5, t=3)

1728	1702	548	810	140	213	319	491	1993	2947
8472	21567	2392	2947	1993	3960	4186	5157	4216	11772
9967	16370	3967	4169	6249	9751	20432	16779	13954	22908
11761	13522	3987	4256	25416	52171	23422	57704	15249	62615
17941	20635	43855	49110	26911	37569	66779	109679	26911	22100
3	3	249	205	299	368	150	106	1395	2251
8173	13423	7276	8963	2218	2731	1196	1375	8372	10313
18000	18000	9170	13004	8472	20872	5980	7367	23801	46910
28337	58177	9967	9822	11960	19565	8970	7367	23921	43217
45051	51795	29417	45899	59802	1E+05	22854	39413	39868	130960
847	1044	3987	5730	26	36	32	57	2990	4256
2492	5116	5582	11459	9768	12032	179	206	3987	6548
15947	20626	9269	19674	20831	29081	1993	2456	8970	22100
27310	29155	40865	83896	34884	40925	3716	5186	15947	17025
29403	60364	78739	80739	48838	90035	10465	16943	54320	110629

DOĞU B. (m=7, t=2)

1646	2537	249	311	399	573	478	589	2591	2660	658	647	65	57
3090	3045	573	1058	1844	2271	5781	8171	3199	5255	2153	2564	698	1031
3189	3143	1869	2640	3987	3274	6304	14138	4779	3140	4485	5893	1894	1481
5332	5544	2741	4502	4186	5157	7774	10216	4983	7367	7176	9429	7774	12130
9967	14733	3040	3994	11046	27214	14521	11925	7625	25046	8970	9576	9469	12441
12209	10984	8721	6016	14474	21395	29901	24555	7974	9167	18937	21029	9469	10108
41313	64461	11960	14528	25665	25292	32891	48619	22426	31308	33788	49945	16654	35558
34	50	150	1228	478	786	1445	3145	548	540	2462	3639	1794	3233
2093	1864	548	172	2292	4124	1495	1179	2741	5034	2990	4420	3189	4453
6977	8594	1694	2574	3887	11173	2243	2131	3359	6068	3488	5730	3289	4052
7475	9822	2193	3601	5980	4420	4983	3274	6100	7514	3538	2325	6180	11331
8731	10755	2263	2973	8970	13260	7974	17680	10964	3683	5233	7735	7176	9429
13206	10845	9070	7448	9469	9233	15648	38551	11275	4999	14053	19896	7296	8103
29901	18752	15947	19644	16844	22824	64785	85124	18638	26020	41861	68754	19725	38969

MARMARA B. (m=10 ,t=1)

339	835	493	1337	1545	2791	115	217	548	1801	30	86	3	5
668	2304	548	1351	2691	7072	1196	3929	578	1329	234	483	63	102
708	1743	3588	7367	2990	12278	1674	2750	947	3072	399	655	199	655
1719	2824	6000	14792	6977	20053	3488	4297	9369	30776	449	737	4385	9724
4485	7718	9917	19138	12160	31922	4286	9503	9967	15552	1096	2701	4983	8185
4983	7630	19934	57295	12957	30694	7974	22918	12459	35605	7974	19644	5382	16286
8970	36833	25266	82968	19934	32511	9050	28242	13426	26460	8322	19820	14950	42971
18240	44936	25914	82996	32891	94537	11922	28648	14352	47146	10465	30080	15249	28803
19934	73665	27509	79067	33140	98791	24917	40925	15947	49274	15050	18539	19535	59358
22456	50713	29403	102137	36180	139145	28904	83078	22326	33369	37875	124412	26911	86188

349	573	40	164	50	82
3837	16124	319	786	2485	6529
4286	8799	1007	2893	2731	6728
4869	9596	5153	7057	4086	9027
8871	8742	6479	21281	4689	13478
10600	24801	7176	15617	5283	15183
10964	35474	23223	66749	10964	27011
11761	21731	27908	107715	15947	52384
17941	47882	41861	101985	18040	25926
23921	36734	41861	125476	42858	140782

AKDENİZ B. (m= 5 ,t=2)

1595	2619	1495	3683	1196	1964	3987	9822	788	1180
4814	7907	3887	6384	2791	4584	4136	7813	2108	5193
6678	21936	15150	31103	6678	7620	6479	7342	21927	54021
10206	16763	23568	53225	10366	34050	16160	53039	49204	119993
40807	134044	27409	33763	10465	25783	18139	29753	66284	240557
254	522	8073	16575	2043	3356	553	795	274	409
2193	2128	11960	23673	4485	11050	4983	14324	3239	6650
3090	11418	18439	37856	6977	17189	7276	14938	12160	37946
4585	8660	18937	46655	9269	26642	7495	12494	17941	47146
17542	25931	19934	35258	29004	95273	10914	31369	21892	72809

KARADENİZ B. (m=8 ,t=1)

1296	1296	1445	4985	15	22	339	835	179	295	100	205	45	56	20	29
1894	1894	2068	5095	110	153	473	1652	947	2722	150	491	748	1105	349	716
1894	1894	2591	3724	2691	3636	3189	3683	3837	6933	643	1161	1196	1473	947	900
2243	2243	9658	30139	3189	5238	4186	8594	4485	12891	698	1146	3488	5238	1495	3806
3488	3488	12210	28075	4286	10911	5980	8594	5382	8840	1276	3143	6180	9134	2990	3683
4485	4485	12259	10068	9469	7776	6279	10313	7475	10743	2193	3781	9170	17319	4763	13037
16695	16695	13356	21936	10216	16779	15249	51094	12210	16043	5183	19153	9967	16370	5582	7334
30100	30100	41333	132379	14831	32685	21429	35196	19934	73665	6778	11132	16894	24972	6977	5844

EGE B. (m=8 ,t=1)

652	2008	498	1023	319	409	2841	4665	249	450	3140	10055	1794	4420	416	1291
1774	7285	598	1432	399	982	4884	12032	1495	4174	3150	4656	2243	5492	897	2063
2392	4125	997	1801	1495	5525	5582	11459	2442	5414	3937	5496	2591	6810	2492	5075
3987	10477	1445	2730	5681	9198	6479	20872	3189	9167	6977	13554	4983	6712	3588	8840
4086	6712	1809	3863	6279	13669	7475	16319	3887	7907	7559	21726	5980	10804	3987	7367
5083	16697	2990	7367	6329	15552	8671	9969	18339	45181	13954	33559	7700	8594	9369	26929
7575	26397	3987	9822	10964	22509	12737	23011	18439	44445	18439	30285	9917	21936	14452	34418
20931	51566	4585	11295	20931	39534	19236	29957	24917	51156	26911	53039	27609	45345	16844	32003

ÖZGEÇMİŞ

Adı Soyadı : Serdar Demir

Doğum Yeri : Ankara

Doğum Yılı : 1975

Medeni Hali : Bekar

Eğitim ve Akademik Durumu :

Lise : 1989-1992 Başkent Lisesi

Lisans : 1992-1996 H.Ü. Fen Fakültesi İstatistik Bölümü

Yabancı Dil : İngilizce

İş Tecrübesi :

1996-1998 Turizm Bakanlığı Bilgi İşlem Koordinatörlüğü
Bilgisayar Programcısı

1998- H.Ü. Fen Fakültesi İstatistik Bölümü
Araştırma Görevlisi

TC. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ