T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANA BİLİM DALI
İSTATİSTİK BİLİM DALI

BOOTSTRAP YÖNTEMİNİN REGRESYON ANALİZİNDE KULLANIMINA İLİŞKİN OLARAK TÜRKİYE İNŞAAT SEKTÖRÜNDE BİR UYGULAMA

Yüksek Lisans Tezi

Pelin Elif AVŞAR

İstanbul, 2006

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANA BİLİM DALI
İSTATİSTİK BİLİM DALI

BOOTSTRAP YÖNTEMİNİN REGRESYON ANALİZİNDE KULLANIMINA İLİŞKİN OLARAK TÜRKİYE İNŞAAT SEKTÖRÜNDE BİR UYGULAMA

Yüksek Lisans Tezi

Pelin Elif AVŞAR

Yrd. Doç. Dr. Dilek ALTAŞ

İstanbul, 2006

Marmara Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğü

Tez Onay Belgesi

EKONOMETRİ Anabilim Dalı İSTATİSTİK Bilim Dalı Yüksek Lisans öğrencisi PELİN ELİF AVŞAR nın BOOTSTRAP YÖNTEMİNİN REGRESYON ANALİZİNDE KULLANIMINA İLİŞKİN OLARAK TÜRKİYE İNŞAAT SEKTÖRÜNDE BİR UYGULAMA adlı tez çalışması ,Enstitümüz Yönetim Kurulunun 13.07.2006 tarih ve 2006-7/11 sayılı kararıyla ile oluşturulan jüri tarafından oy birliği / oy çokluğu ile Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

	Öğretim Üyesi Adı Soyadı	İmzası
Tez Savunma Tarihi	: 4.12.2006	
1) Tez Danışmanı :	**YRD. DOÇ.DR. DİLEK ALTAŞ**	....
2) Jüri Üyesi :	**PROF. DR. ŞAHAMET BÜLBÜL**	....
3) Jüri Üyesi :	**YRD. DOÇ.DR. HAKAN YILDIRIM**	....

GENEL BİLGİLER

İsim ve Soyadı	: Pelin Elif Avşar
Anabilim Dalı	: Ekonometri
Programı	: İstatistik
Tez Danışmanı	: Yrd.Doç.Dr. Dilek Altaş
Tez Türü ve Tarihi	: Yüksek Lisans-Aralık 2006
Anahtar Kelimeler	: Bootstrap yöntemi, Regresyon Analizi

ÖZET

BOOTSTRAP YÖNTEMİNİN REGRESYON ANALİZİNDE KULLANIMINA İLİŞKİN OLARAK TÜRKİYE İNŞAAT SEKTÖRÜNDE BİR UYGULAMA

Ülkemiz sınırları içindeki inşaat sektörünün ve özellikle konut inşaatının 1965-2005 yılları arasında alınan yapı ruhsat belgeleri ile gerçekleşmiş olan yapı kullanma izin belgelerinin miktar ve özellik itibariyle genel bilgilerini içeren Türkiye inşaat sektörü uygulaması yeniden örnekleme yöntemlerinden biri olan bootstrap yönteminin regresyon analizinde kullanımına ilişkin olarak anlatılmıştır. Büyük populasyonlara ait örnek sayısının artırılması çok fazla zaman kaybına ve masrafa neden olduğu için populasyondan alınmış mevcut veri setinde gözlemlerin yer değiştirilmesi ile farklı veri setleri oluşturulabilmektedir. Uygulamalı istatistikte kullanımı giderek artan bu yöntem yeniden örnekleme tekniklerinden biri olan Bootstrap Yöntemi olarak bilinmektedir. Yeniden örnekleme yöntemleri, zaman serileri, simulasyon teknikleri, tek ve çok değişkenli istatistik analizler ve regresyon analizi gibi pek çok alanlarda uygulanmaktadır.

GENERAL KNOWLEDGE

Name and Surname	: Pelin Elif Avşar
Field	: Ekonometrics
Programme	: Statistics
Supervisor	: Assoc. Prof. Dilek Altaş
Degree Awarded and Date	: Master-December 2006
Anahtar Kelimeler	: Bootstrap Method, Regression analysis.

ABSTRACT

AN APPLICATION OF USAGE OF BOOTSTRAP METHOD IN REGRESSION ANALYSIS IN TURKEY'S CONSTRUCTION SECTOR

Costruction sector in our country and especially the construction sector applications which includes the general information about the quantity and charcteristics of the authorization certificate in residence construction between 1965 – 2005 is defined with the usage of the bootstrap method , which is a re-sampling method,in regression analysis. The raising of example numbers of populations cause time loss and expenditure, for that reason different data sets can be constituted by replacement with the samples in the observed data set, derived from population. In applied statistics this technique is called as Bootstrap Method. This method can be used in many areas like re-sampling methods, time series, simulation tecnics, statistic analysis with single and multiple variables and regression analysis.

İÇİNDEKİLER

Sayfa No.

BEŞİNCİ BÖLÜM

TABLO LİSTESİ

Sayfa No

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa No

GİRİŞ

Ülkemiz sınırları içindeki İnşaat sektörünün ve özellikle konut inşaatının 1965-2005 yılları arasında alınan yapı ruhsat belgeleri ile gerçekleşmiş olan yapı kullanma izin belgelerinin miktar ve özellik itibariyle genel bilgilerini içeren değerlendirmesi yapılarak, bina stoku ve niteliklerini belirlemek, karar organlarının alacağı ekonomik ve sosyal tedbirlere ışık tutacak bilgileri elde etmek amacıyla kısa-orta ve uzun vadeli yıllık planlara veri teşkil etmek ve sektör yetkililerinin yatırımlarına yön göstermek, kent sorunlarının tespiti ve çözüm yollarının üretilmesine katkıda bulunmak amacıyla inşaat sektörünün yapı kullanma izin belgelerine göre Türkiye İstatistik Kurumu'nun yıllık inşaat istatistikleri ile Türkiye nüfusu yıl ortası tahmin değerleri kullanılarak, Türkiye inşaat sektörüne ilişkin uygulaması istatistiksel analiz yöntemleri ile anlatılmıştır.

Son yıllarda, bilgisayar teknolojisindeki gelişmeler karşısında, ‘‘yeniden örnekleme yöntemleri’’ olarak bilinen yöntemlerin kullanılması ile daha etkin ve tutarlı parametre tahminlerini elde etmek mümkün olmaktadır.

Uygulamalı istatistikte kullanılan yeniden örnekleme yöntemleri, en küçük kareler regresyon analizinde de kullanılmaktadır. En küçük kareler yönteminde yapılan tahminin iyi sonuçlar vermesi için birtakım varsayımların gerçekleşmesi gerekmektedir. Bootstrap yöntemi regresyon analizinde varsayımların gerçekleşmediği durumlarda farklı bir yaklaşım olarak kullanılmaktadır.

Çalışmanın amacı, bir yeniden örnekleme yöntemi olan Bootstrap yöntemi ve klasik en küçük kareler yöntemi ile Türkiye İnşaat sektöründe yapı maliyetlerini tahmin ederek, elde edilen sonuçlara göre her iki yöntemin birbirine üstünlüğünü belirlemektir. Bu amaçla birinci ve ikinci bölümlerde yeniden örnekleme kavramı ve boostrap yöntemi hakkında bilgi verilecek, üçüncü ve dördüncü bölümde regresyon analizi ve regresyon analizinde kullanılan bootstrap yöntemleri anlatılacak, beşinci bölümde ise Türkiye inşaat sektörüne ilişkin uygulama yapılacaktır.

I. BÖLÜM

YENİDEN ÖRNEKLEME TEKNİKLERİ

1.1YENİDEN ÖRNEKLEME KAVRAMI

İstatistik deneylerden veya gözlemlerden olaylar, hakkında bilgi edinme bilimidir. İstatistik biliminin kökenleri 1650'lere dayanmaktadır. Fakat istatistiğin önemi özellikle yaşadığımız son otuz yılda ortaya çıkmaya başlamış ve diğer birçok bilim dalına yardımcı hale gelmiştir. Psikoloji, eğitim, iktisat, sosyoloji, genetik, fizik, astronomi gibi bilimler istatistiği yaygın olarak kullanmaya başlamışlardır.[1]

Yeniden örnekleme metodları yeni değildir. Uzun bir geçmişe sahiptir ve birkaç yeniden örnekleme (resampling) metodu literatür içinde mevcuttur. Bu metodlar kayıp ve küçük veri, heteroskedasite, normal olmama hali, durağan olmama, eş-anlılık gibi birçok modelleme problemine çözümler sağlamaktadır. Yeniden örnekleme yöntemleri hem ekonometri hem de istatistik açıdan değişik hallerde kullanılmaktadır.

Yukarıdaki ifadelere bağlı kalarak $\{x_1,\ldots..x_n\}$kadar bir gözlem seti ile bir θ test istatistiğine sahip olduğumuz hallerde yeniden örnekleme yöntemleri iki maksat için kullanılabilir. θ'nın tutarlılığının testinde ve ikinci olarak da θ'nın farklı alt örneklerden hesaplanarak karşılaştırılması yapılırken θ aynı zamanda orijinal örnek içinde yapısal değişmeleri ve outliers'ları da ortaya çıkarabilir. Cross-validation (çarpraz geçerlilik) test, Recursive residual (geriye doğru izleyen kalıntı) test, heteroskedasite için Goldfeld-Quant's test bu çizgi üzerinde ifade edilen yeniden örnekleme (resampling) metoda yönelik test çeşitleridir. Ayrıca θ'nın standart hatası için yeniden örnekleme yöntemleri alternatif tahminler de kullanabilmektedir. Özellikle θ'nın dağılımının bilinmediği veya θ'nın standart hatası için tutarlı tahminin mevcut olmadığı durumlarda yeniden örnekleme teknikleri daha yararlı ve güçlü sonuçlar vermektedir.

---

[1] Bradley Efron and Robert Tibrishani, **An Introduction to the Bootstrap**, Chapman & Hall, New york 1993,s.1.

Quenouille (1956) tarafından literatüre katılan Jacknife eğilim azaltan ve daha güvenilir standart hata tahmini sağlayan yeniden örnekleme yöntemlerinden biridir. Son zamanlarda kullanılan Efron (1979)tarafından literatüre katılan en popüler bir diğer metod ise bootstrap metodudur.[2] Bootstrap tekniği iki farklı şekilde bilinir. İlki ‘’parametrik bootstrap’’ , ikincisi ise ‘’parametrik olmayan bootstrap’’ tekniğidir. Parametrik bootstrap tekniği kullanılmadan önce örnekleme dağılımı için varsayım yapılır. Bunlar örneğin normal dağılım varsayımı durumunda iki tane parametre gerekliyken, bernoulli dağılımı için bir parametre gerekmektedir. Parametrik olmayan tekniğin kullanımında ise örnekten yola çıkılarak iadeli örnekleme ile istatistik takdir edilir ve istatistiğin dağılımı bulunmaya çalışılır. Jacknife yönteminde ise her örnekten bir gözlem çıkarılarak kalan örneklem için parametre takdir edilir ve bu takdir değerlerinin dağılımına bakılır.

Yeniden örnekleme teknikleri sadece takdir değerlerini ve standart hataları belirlemenin dışında birçok alan için kullanma imkanı vardır. Regresyon, Zaman Serileri Analizleri, Doğrusal Olmayan Regresyon, Kümeleme, Diskriminant Analizinde hatalı sınıflama matrisi oluşturma, Lojistik Regresyon ve her türlü hipotez sınamasında kullanılabilirler.[3]

1.1.1 Çakı Tekniği (Jacknife)

Jacknife metodu ilk olarak Quenouille tarafından (1949;1956) ortaya atıldı. Tukey (1958) tarafından tahmin ve aralıklar arası güvenilirliği hesaplamak için kullanılmıştır.[4] Her denemede bir gözlem değerinin göz ardı edilmesi mantığına dayanan Jacknife yönteminde, $(X_1 \ldots.. X_n)$ gözlem setinde her gözlem bir kez dışarıda bırakılarak, her defasında geri kalan gözlemlerde θ parametresi için örneklem istatistikleri hesaplanır.

[2] Bradley Efron, **The Jacknife The Bootstrap and Other Resampling Plans,Regional Confence Series in Applied Mathematics**, Philadelphia, 1982,s.2-3.
[3] Michael R. Chernick, **Bootstrap Methods: A Practitioner’s Guide**, Ekim 1999, s.1.
[4] L.Sharon Lohr, **Sampling:Design and Analysis**, Arizona State University, U.S.A.,1999, s.304.

$X_1, X_2, X_3 \ldots.., X_n$ örneklem (F),

$x_1, x_2, \ldots\ldots, x_n$ gözlem değerleri olmak üzere, F dağılımından iadesiz olarak alınan,

$X_1 = x_1, \quad X_2 = x_2, \ldots\ldots\ldots X_{i-1} = x_{i-1}, X_{i+1} = x_{i+1, \ldots\ldots}, X_n = x_n$

Jacknife örneklemleri olup,

$X(i) = (X_1, X_2, X_{i-1}, X_{i+1}, \ldots.., X_n) \qquad i = 1, 2, \ldots, n$

$X(_i) = (x_1, x_2, \ldots\ldots, x_{i-1}, x_{i+1, \ldots\ldots}, x_n) \qquad i = 1, 2, \ldots, n$

şeklinde ifade edilebilir. i. gözlem çıkarılarak elde edilen $\hat{\theta}\,(i) = s(X_{(i)})$, $\hat{\theta}$ 'nin i. Jacknife istatistiğidir. $\hat{\theta}_{(i)}$ istatistiğinin aldığı değerler,

$\hat{\theta}_{(i)} = \hat{\theta}\,(X_1, X_2, \ldots.., X_{i-1}, X_{i+1, \ldots\ldots}, X_n)$ biçiminde gösterilir.[5]

Jacknife (Çakı) yöntemi gözlem sayısının az olduğu durumlarda hesaplanması kolay olduğundan standart hata takdir için kullanılabilmektedir. Jacknife yönteminin bootstrap yöntemine göre zayıf kalmasının sebeplerinden biri, takdir edilmeye çalışılan istatistik örneğin ortanca gibi değiştirilmesi zor bir istatistik ise jacknife yönteminde takdir edilen değerlerin değişmeden kalmasının söz konusu olmasıdır.[6]

Bootstrap yöntemiyle oldukça benzerlik gösteren Jacknife yöntemini tanımlamak için, $x = (x_1, x_2, \ldots.., x_n)$ ile ifade edilen orijinal veri kümesini ele alırsak, bu örnekte yer alan tüm x_i değerlerinin F dağılımından alınmış bağımsız ve aynı şekilde dağılmış örnek değerleri olduğu varsayılırken $\hat{\theta} = s(x)$ ile ifade edilen tahmin edici göz ardı edilmemelidir. Jacknife yönteminde ilgilenilen nokta, $\hat{\theta} = s(x)$'nın yanlılığını ve standart hatasını tahmin etmektir.

[5] Bradley Efron, **The Jacknife The Bootstrap and Other Resampling Plans**, Philadelphia, 1982, s.6.
[6] Efron, a.g.e., s.148.

Her defasında bir gözlemin işlem dışı bırakıldığı Jacknife yöntemine göre x_i ile gösterilen i. Jacknife örneği şu şekilde ifade edilir:

$$x_i = (x_1, x_2, \ldots, x_{i-1}, x_{i+1}, \ldots, x_n)$$

Bu ifade i = 1, 2 , 3,…, n olmak üzere jacknife örnekleri olarak adlandırılır. Yani, i. jacknife örneği orijinal veri kümesi olarak adlandırılan kümeden i. gözlemin kaldırılmasıyla elde edilir. Orijinal veri kümesinin ortalaması $\overline{x}$ ve i. gözlem işlem dışı bırakıldıktan sonra hesaplanan ortalama $\overline{x}_i$ biliniyor ise i. gözlem değerini hesaplamak mümkündür.[7]

Takdir edilen istatistik değerinin standart hatası aşağıdaki şekilde hesaplanır.[8]

$$S\hat{e}_{çakı} = \left\{ \frac{n-1}{n} \sum (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta}_{(.)})^2 \right\}^{1/2} \qquad (1.1)$$

$$\hat{\theta}(.) = \sum_{i=1}^{n} \hat{\theta}_{(i)} / n \qquad (1.2)$$

1.1.2 Bootstrap Tekniği

Bir yeniden örnekleme yöntemi olarak ortaya çıkan bootstrap yöntemi, bir başka yeniden örnekleme yöntemi olan Jacknife yöntemine alternatif olarak 1979 yılında Efron tarafından ortaya konmuştur. Geleneksel parametrik sonucun dağılım varsayımları ve matematiksel analizden daha büyük oranda hesaplanmayı içeren bootstrap, istatistiksel sonuca bir yaklaşım olarak kullanılmaktadır.[9] Bootstrap, örneklem ortalama ve standart hatalarının hesaplanması ve güven aralıklarının oluşturulması amacıyla geliştirilmiştir.[10]

---

7 B. Walsh, **"Resampling Methods: Randomization Tests, Jacknife and Bootstrap Estimators"**, http://nitro.biosci.arizona.edu/courses/EEB596/handouts/random.pdf, (25.05.2006), 2000, s.7.

8 Efron, a.g.e., s.141.

9 Christopher Z. Mooney, **Bootstrap Statistical Inference;Examples anad Evaluation for Political Science**, American Journal of Political Science, Vol:40, No:2, Mayıs, 1996, s.570.

10 Nathaniel Schenkar, **Qualms About Bootstrap Confidence Intervals**, JASA, Haziran , 1985, Vol 80. N.390, s.360.

Örneklem verilerinin yeniden örneklenmesi mantığına dayanan bu yaklaşımda; örneklemin elde edildiği anakütlenin dağılımı konusunda bilgi varsa, örneğin normal dağıldığı biliniyorsa bu durumda ‘’Parametrik Bootstrap’’ söz konusu olur. Ancak; özellikle, anakütlenin normal dağıldığı ya da örneklem hacminin en az 30 olması halinde Merkezi Limit Teoremi’nin geçerli olduğu biçimindeki varsayımlar [11] ihlal edilmişse bu durumda dağılımlar üzerine varsayımlar gerektirmeyen ‘’Parametrik Olmayan Bootstrap’’kullanılır.[12]

Parametrik bootstrap, bir istatistiğin örnekleme için önsel varsayımları gerektirirken [13] (örneğin bir istatistiğin normal olarak dağıldığı varsayılırsa, onun örnekleme dağılımını belirlemek için iki parametre gerekir.), parametrik olmayan bootstrap, örneklem değerlerini kullanarak bir istatistiğin örnekleme dağılımının bir tahminini verir.[14]

1.1.3 Bootstrap Ve Jackknıfe Yöntemleri Arasındaki İlişki

Bootstrap ve Jacknife yöntemlerinin her ikisi de aynı kütleden tekrarlı örneklemler elde etme esasına dayanmakla birlikte aralarında önemli farklılıklar da mevcuttur.Bootstrap standart hata tahmininde, sapma değerleri 1/n-1 veya 1/n ile çarpılırken Jacknife tahmininde n-1/n çarpanı kullanılır. n-1/n değeri 1/n-1 veya 1/n’den çok daha büyüktür. Jacknife sapmalarının $(\hat{\theta}^*_{(i)} - \hat{\theta}^*_{(.)})^2$, bootstrap sapmalarından $\{\hat{\theta}(b) - \hat{\theta}(.)\}^2$ daha küçük olma eğiliminden dolayı, bu etkileyici faktörü kullanmak gereklidir.[15]

1.1.4 Permütasyon Tekniği

Kısaca n elemanın farklı diziliş şekillerini ifade eder. Birbirinden farklı n elemandan k adedi $k \leq n$ olmak üzere bir defada alındığında, elemanların sıralarını da dikkate alarak oluşabilecek farklı diziliş sayıları P_n^k sembolü ile ifade edilir ve n’in k’lı permütasyonu olarak adlandırılır. Burada k elemanın bir defada alınması, elemanları alma işleminin iadesiz

---

[11] Mustafa Aytaç, **Uygulamalı Parametrik Olmayan İstatistik Testleri**, Uludağ Üniversitesi Bsaımevi Bursa, 1991, s.26.
[12] David S. Stoffor, and K. D. Wall, **Bootstrapping State Space Models.Gaussian Maximum Likelihood Estimation and Kalman Fitler**, JASA, Aralık 1991, Vol.56. N.416, s.1024.
[13] Money, a.g.e., s.570.
[14] Christopher Z. Mooney, Robert D. Duval, **Bootstrapping A Nonparametric Approach to Statistical Inference**, Sage Pub., London, 1993, s.3.
[15] Efron, Tibshirani, a.g.e., s.45.

olması ile aynı anlamı taşımaktadır. Elemanların sıralarının dikkate alınması ise, aynı elemanlar bir araya gelse bile elemanların yerlerinin değişmesi ile farklı dizilişlerin elde edileceğini ifade etmektedir.

İlk seçimden önce n eleman olduğundan ilk birim bu n elemandan seçilecektir. İlk seçim yapıldıktan sonra $n-1$ eleman kalacağından ikinci seçim kalan $n-1$ elemandan yapılacaktır. Sıra k. birimin seçimine geldiğinde $n-(k-1)=n-k+1$ eleman kaldığından seçim kalan $n-k+1$ elemandan yapılarak işlem sona erecektir. Bu nedenle P_n^k bunların çarpımına eşit olacaktır.[16]

1.1.5 Cross-Validation Yöntemi

Gözlem değerleri K bölümü ayrılarak, $k(i)$, i. gözlemi içeren bir olarak ele alınsın. $\hat{Y}_i^{-k(i)}$, k(i). bölümünün göz ardı edilmesi ile hesaplanan tahmin değeri olsun. Buna göre, tahmin hatası cross-validation yöntemi ile,

$$CV = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i^{-k(i)})^2 \qquad \text{şeklinde tahmin edilir.} \qquad (1.3)$$

Cross-validation (CV) yöntemi ile en iyi modelin seçilmesinde de bu değerin minimum değeri dikkate alınır. Genellikle k=n seçilerek, her biri gözlem göz ardı edilerek hesaplanan tahmin değer Y_i^{-i} şeklinde ifade edilirse,

$$CV = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i^{(-i)})^2 \qquad (1.4)$$

olarak elde edilir. Bu durumda,kalan n-1 gözlem training alt örneklemi, tek biri gözlemi ise validation alt örneklemi oluşturmaktadır.[17]

---

[16] Selahattin Güriş, Şahamet Bülbül, **Olasılık**, Marmara Üniversitesi Nihat Sayar Vakfı Yayınları, İstanbul 1995, s.30-31.
[17] John Fox, **Applied, Regression Analysis Linear Models And Related Methods**, Sage Publications: USA, 1997, S.502.

II. BÖLÜM

BOOTSTRAP YÖNTEMİ VE ÇEŞİTLERİ

2.1 BOOTSTRAP KAVRAMI

Bootstrap yöntemi 1979 yılında Efron tarafından bir yeniden örnekleme yöntemi olarak ileri sürülmüş ve bootstrap tahmin edicilerini kullanarak bir tahmin edicinin dağılımını tahmin etmek amacıyla geliştirilmiştir.[18]

Yöntem, bir başka yeniden örnekleme yöntemi olan jackknife yöntemine alternatif olarak ve söz konusu yöntemden daha kolay uygulanabilir ve çok daha güvenilir olduğu belirtilerek ileri sürülmüştür.[19] Yöntemin önemi, gözlenen örnek verilerinden hareketle, tahminin standart hatasını minimuma indirerek populasyon parametrelerinin tahmin edildiği istatistiksel yöntemler aşamasında ortaya çıkmaktadır.

Literatüre bakıldığı zaman birkaç farklı bootstrap'a rastlanılabilir. Bunlar, basit bootstrap, çift bootstrap, ağırlıklı bootstrap, tekrarlamalı bootstrap, doğal (wild) bootstrap, ardışık bootstrap, ve daha bir çoğu sayılabilmektedir.[20]

Model seçim kriteri olarak tahmin hatasının hesaplanmasında da kullanılan bootstrap yöntemi, regresyon modellerinde parametrelerin tahmin edilmesinde uygulanan hata terimlerinin yeniden örneklenmesi ve gözlem değerlerinin yeniden örneklenmesine dayanmaktadır. Fakat burada hata terimlerinin yeniden örneklenmesine dayanan bootstrap konusuna değinilecektir.

$$F \rightarrow (x_1, x_2 \ldots\ldots x_n)$$

---

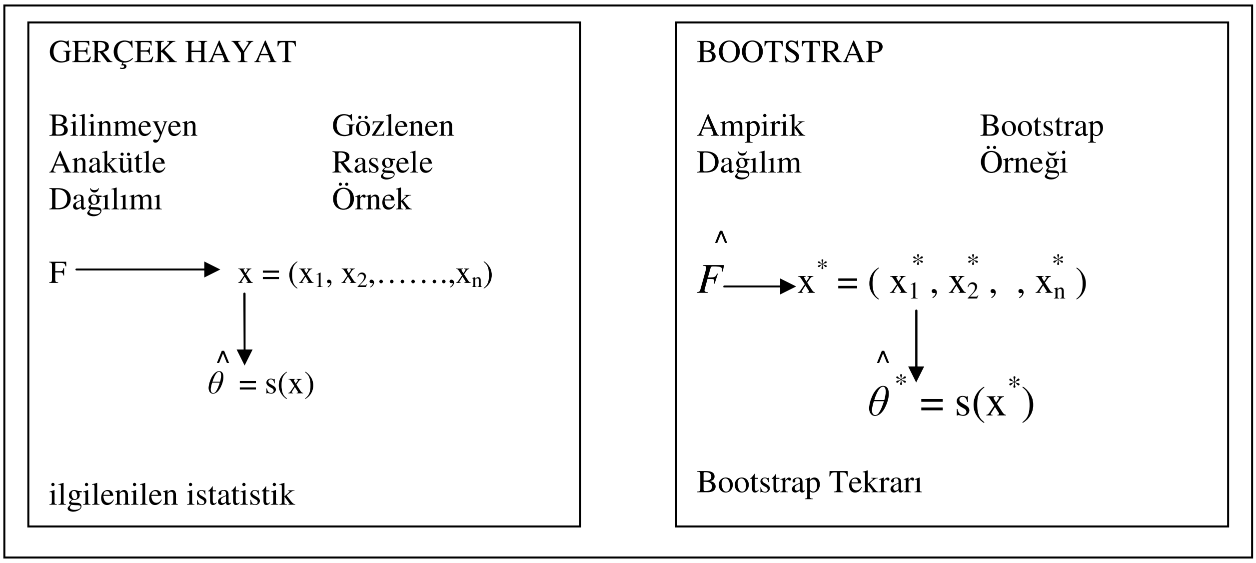
[18] Şahamet Bülbül, Dilek Altaş, "**Bootstrap Yönteminin Model Seçiminde Kullanılması**", III. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Antalya, 29-30 Mayıs 1997.s.1037
[19] Bradley Efron., "**Bootstrap Methods:Another Look at the Jacknife**".Ann.of Stat.,Vol.7,No.1,1979
[20] Meltem Şengün., "**Yeniden Örnekleme Metoduna Nonparametrik Yaklaşım**" IV. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, ,Antalya, 14-16 Mayıs 1999.s.1030

olarak gösterilecek ve her bir gözlemin 1/n olasılığıyla seçilebileceği dağılıma ampirik dağılım denecek ve $\hat{F}$ olarak gösterilecektir.

Bootstrap yöntemi bootstrap örneklerine bağlıdır. F seçilmiş bir ampirik dağılım olduğu varsayılırsa bootstrap örneği gözlemlenmiş veri setinden iadeli olarak rasgele seçilmiş olan bir örnek olacak ve

$$X^{*} = (X_1^{*}, X_2^{*}, \ldots\ldots\ldots \quad X_n^{*})$$

şeklinde gösterilecektir. Sol üst köşede olan yıldız işareti gözlemlenmiş gerçek değerlerin içerisinden iadeli seçim yapılarak oluşturulan örneği temsil etmektedir. Şekil 2.1 bootstrap yönteminin mantığını göstermektedir.



Şekil 2.1 Bootstrap Tekniği. Kaynak: Efron, a.g.e, s. 87.

Şekil 2.1'de tek örnekli bir problem için bootstrap tekniğinin nasıl uygulandığı gösterilmektedir. Sol tarafta gerçek hayatta karşılaşılan ve dağılımının ne olduğu bilinmeyen F dağılımı için gözlemlenmiş olan veri seti kullanılarak elde edilmeye çalışılan istatistik değeri gösterilmektedir. Sağ tarafta ise bootstrap tekniği kullanılarak gözlemlenmiş olan değerler kullanılarak yaratılan veri setlerinden elde edilen istatistik değeri gösterilmektedir. Gerçek hayatta tek bir veri seti ile karakteristik tahmin edilmeye çalışılırken, bootstrap tekniğinde iadeli rasgele seçim uygulanarak elde edilen istenilen sayıdaki veri setinden karakteristik tahmin edilmeye çalışılmaktadır.[21]

Populasyon parametresinin tahmin edicisi olan $\hat{\theta}$'nın örnekleme dağılımının oluşturulmasının amacı, söz konusu populasyon parametresinin tahmin edilmesi ya da test edilmesidir. Ancak, teorik olarak mümkün olan bu yöntemin uygulanabilirliği konusunda kuşkular bulunmaktadır. Tahmin edicinin örnekleme dağılımını oluşturmak imkansız olmasa da son derece güç ve zaman alıcı bir iştir. Ancak, tahmin edicinin deneysel örnekleme dağılımını oluşturmak amacıyla ortaya atılan bootstrap yöntemi bu sakıncayı ortadan kaldırmaktadır. Bu mantık doğrultusunda gerekli bootstrap algoritması, aşağıdaki biçimde tanımlanabilir.[22]

1) Populasyondan n hacimlik bir örneğin elde edilmesi;

$$\text{populasyon} \quad \Rightarrow \quad \text{örnek}$$

bu örnek kullanılarak populasyon parametresinin tahmin edicisinin hesaplanması,

2) Elde edilen bu örnek populasyon ile ilgili başka hiçbir bilgi olmadığından bu populasyonun tek en iyi tahmin edicisi kabul edilir. Bu nedenle bu örnek populasyon gibi kabul edilerek her defasında iadeli seçimle her bir gözlemin örneğe girme olasılığını 1/n alarak n hacimlik bir örneğin yeniden elde edilmesi ve bu sürecin B kez tekrarlanması;

$$\text{Örnek} \Rightarrow \left\{ \begin{array}{ll} \Rightarrow & \text{1. Bootstrap örneği} \\ \Rightarrow & \text{2. Bootstrap örneği} \\ & . \\ & . \\ & . \\ \Rightarrow & \text{B. Bootstrap örneği} \end{array} \right.$$

3) Her bootstrap örneği için ilgilenilen tahmin edicinin hesaplanması,

4) B sayıda örnekten hareketle bu tahmin edicilerin örnekleme dağılımının elde edilmesi.

---

[21] Efron, a.g.e, s,.87.
[22] John Fox, "**Applied Regression Analysis, Linear Models and Related Methods**", London, 1997,.s.501.

5) Elde edilen bu dağılımdan, dağılımla ilgili ortalama, standart sapma ve standart hata gibi önemli tahmin ediciler ile parametre tahmin değerlerinin elde edilmesi,

6) Sonuçta bu tahminler kullanılarak populasyon hakkında yorumların yapılması.

Yukarıdaki algoritma bootstrap yönteminin mantığını genel olarak açıklayan bir algoritmadır. Yeniden örnekleme sayısı olan B, uygulamaya bağlıdır. Aslında n hacimlik bir örnekten teorik olarak n^n sayıda bootstrap örneği oluşturmak mümkünse de bu hem gereksizdir hem de zaman kaybına neden olmaktadır.[23]

2.1.1 Tek Değişken İçin Standard Hata Takdiri

Elde dağılımı bilinmeyen rasgele bir örnek olduğu düşünülürse. $\mathbf{X} = (x_1, x_2, \ldots x_n)$ dağılımında bilinmeyen bu gözlemler için standart sapmanın hesaplanmasında bootstrap yöntemi kullanılırken aşağıdaki algoritma takip edilmektedir.[24]

(1) B tane birbirinden bağımsız bootstrap örneği , $\mathbf{x}^{*1}$, $\mathbf{x}^{*2}$,……..$\mathbf{x}^{*B}$, her bir örneklem n tane gözlem içermektedir.

(2) Her bir örnek için standart sapma hesaplanmaktadır.

$$\hat{\theta}^{*}(b) = s(x^{*b}) \qquad b=1,2,\ldots B$$

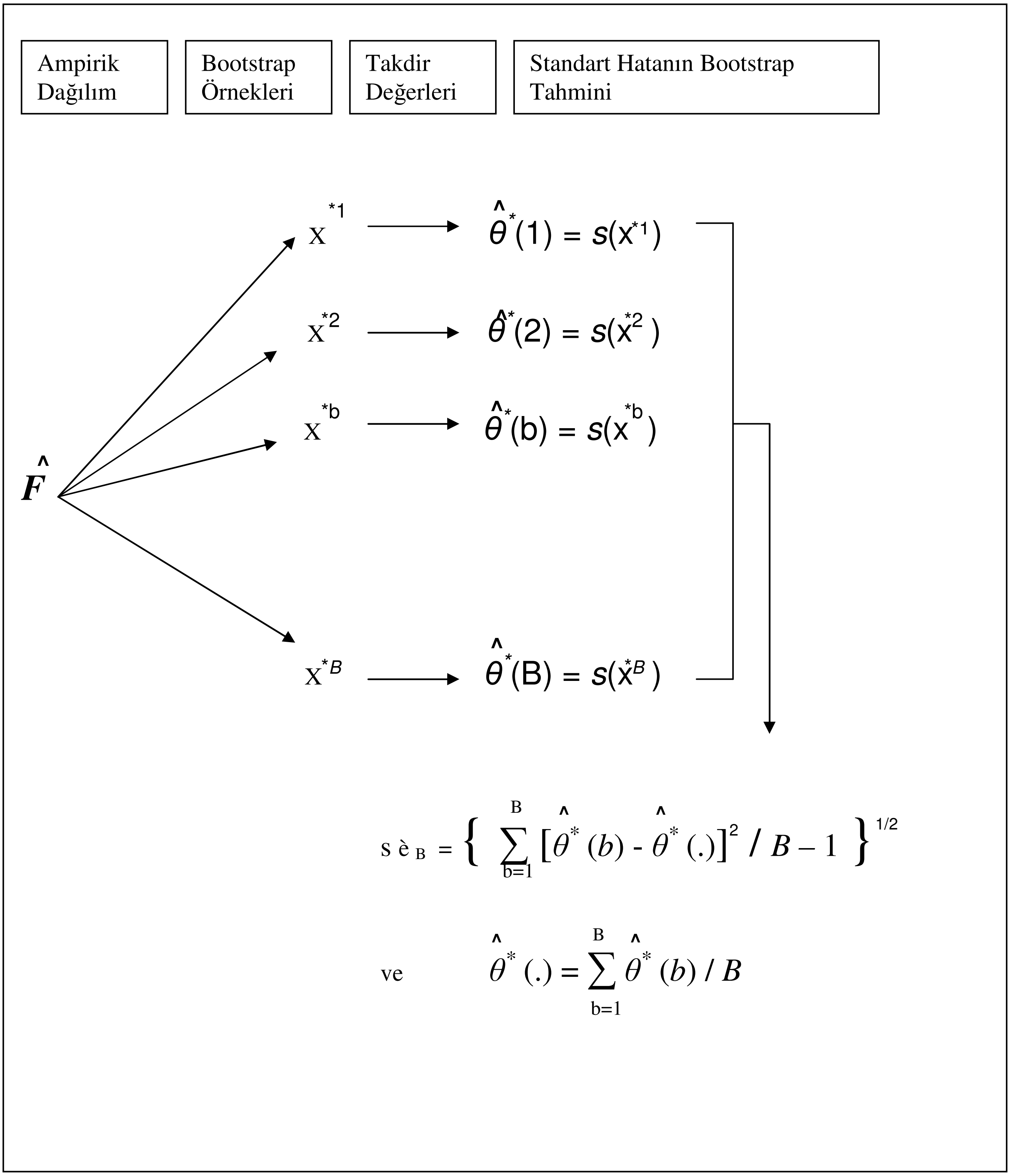
s standart sapmadır.

(3) Standart hata ise her bir standart sapma kullanılarak hesaplanacaktır.

$$s\grave{e}_B = \left\{ \sum_{b=1}^{B} [\hat{\theta}^{*}(b) - \hat{\theta}^{*}(.)]^2 \; / \; B-1 \right\}^{1/2} \qquad (2.1)$$

---

[23] Derviş Topuz, **Regresyonda Yeniden Örnekleme Yöntemlerinin Karşılaştırmalı Olarak İncelenmesi,** (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), 2002, Niğde s.22-23.
[24] Efron, a.g.e, s. 45.



Şekil 2.2 Standart Hata Tahmini, Efron, a.g.e,s.316

Şekil 2.2' de bootstrap yöntemi kullanılarak standart hatanın hesaplanması daha detaylı anlatılmaktadır. İlk olarak gözlemlenmiş değerlerden bootstrap örnekleri oluşturulmuştur. Her bir örnek için bir takdir değeri hesaplanmıştır. Hesaplanan standart sapma değerlerinin ortalaması bulunarak standart sapmaların ortalaması hesaplanmıştır. Bu aşamadan sonra ise her bir takdir değerinden hesaplanan ortalama standart sapma değerinin farklarının kareleri alınarak sapmalar bulunmuştur. Toplam sapmaların kareleri bootstrap örnek sayısının bir eksiğine bölünerek kare kökü alındığında standart hata değeri elde edilmiştir.

2.1.2 İki Örnekli Veri Setinde Bootstrap Tekniği

Tek değişken olduğu durumda bootstrap tekniğini kullanmak oldukça kolay iken iki değişkenin olduğu veri setinde bootstrap tekniğini kullanırken daha dikkatli olunması gerekecektir. P→ x gösteriminden bilinmeyen bir ihtimal modeli olan P'nin gözlenen veri seti x anlaşılmalıdır. P nin F ve G gibi iki tane ihtimal dağılımından oluştuğu düşünülecek olursa.
P(F,G) olarak ifade edilecek ve P → x ifadesindeki x veri setini (z,y) şeklinde düşünülmesi gerekecektir. Z veri seti F dağılımından y veri seti ise G dağılımından gelecektir. Bootstrap tekniğini bu tür bir veri setinde kullanmak için veri setleri (z,y) ayrı ayrı düşünülüp kendi bootstrap örnekleri oluşturularak daha sonradan birleştirilmesi sonucu x veri seti elde edilecektir.

P : (F,G) olarak ifade edilecek ve

$$x^*:(z^*,y^*)$$

böylece oluşturulacak her bir veri seti aşağıdaki gibi ifade edilecektir.

Doğrusal regresyon denklemi elde edilerek, $x=x_0$ olmak üzere Y'nin tahmin değeri,

$\hat{\mathbf{Y}}(x_0)=x_0\hat{\beta}$ şeklinde ifade edilsin. Y değeri ve $\hat{Y}$ tahmin değeri arasındaki hata,

$Q[Y, \hat{\mathbf{Y}}] = (Y - \hat{\mathbf{Y}})^2$ ile hesaplanır.

Eğer $Y_i - \hat{\mathbf{Y}}_i$ ise $Q[Y_i, \hat{\mathbf{Y}}_i] = 0$, $Y_i = \hat{\mathbf{Y}}_i$ ise $Q[Y_i, \hat{\mathbf{Y}}_i] = 1$ olmaktadır.[25]

Gerçek hata oranı, $\hat{\mathbf{Y}}\,(Y_0)$ için, $S(X,F) = E_F[Q(Y_0, \hat{\mathbf{Y}}(x_0))]$'dir.

Gerçek hata oranı,

$$S(X, \hat{\mathbf{F}}) = \sqrt{\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{n}} \sum_{i=1}^{n} \mathbf{Q}\left[\,\mathbf{Y}_i, \hat{\mathbf{Y}}(\mathbf{x}_i)\,\right]} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} \left[\,\mathbf{Y}_i - \hat{\mathbf{Y}}(\mathbf{x}_i)\,\right]^2 \,/\, \mathbf{n}} \qquad (2.2)$$

şeklinde tahmin edilebilir.

Tahmin hatasının bootstrap yöntemi ile elde edilmesi hata terimlerinin yeniden örneklenmesine dayandığından, $X^* = \{(X_1, Y_1^*), \ldots \ldots, (X_n, Y^*_n)\}$ bir bootstrap örneklemi ile hata oranı,

$$S(X^*, \hat{\mathbf{F}}) = \sqrt{\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{n}} \sum_{i=1}^{n} \mathbf{Q}\left[\,\mathbf{Y}_i, \hat{\mathbf{Y}}^*(\mathbf{x}_i)\,\right]} \qquad (2.3)$$

şeklinde elde edilebilir. Burada, $\hat{\mathbf{Y}}^*(\mathbf{x}_i)$, $x = x_i$ değerine karşılık gelen tahmin değeridir. Bu yaklaşım, sadece tek bir bootstrap örneklemi ile ilgili olduğundan oldukça değişkendir. Bunun yerine ortalama tahmin hatası hesaplanabilir.

$$\mathbf{E}_{\hat{F}}\,[S(X^*, \hat{\mathbf{F}})] = \mathbf{E}_{\hat{F}} \sqrt{\sum_{i=1}^{n} \mathbf{Q}\left[\,\mathbf{Y}_i, \hat{\mathbf{Y}}^*(\mathbf{x}_i)\,\right] \,/\mathbf{n}} \qquad (2.4)$$

[25] Bradley, Efron, **Estimating the Error Rate of a Prediction Rule: Improvement on Cross – Validation**, JASA, Vol:78, No:382, 1983, s.316.

Bu ifade, sonsuz sayıda bootstrap örneklemine ilişkin bir ideal bootstrap tahminidir. Sonlu sayıda (B) bootstrap örneklemi ile bu değer,

$$\mathbf{E}_{\hat{F}}[S(X^*,\hat{\mathbf{F}})] = \sqrt{\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{B}} \sum_{b=1}^{B} \sum_{i=1}^{n} [\mathbf{Y}_i, \hat{\mathbf{Y}}^*(\mathbf{x}_i)]^2 / \mathbf{n}} \text{ ile hesaplanır.}^{26} \qquad (2.5)$$

2.2 BOOTSTRAP YÖNTEMİNİN ÇEŞİTLERİ

2.2.1 Çift (Double) Bootstrap Yöntemi

Çift bootstrap yöntemi, güven aralıklarının hesabında uygulanan bir iterasyondur. Güven aralıkları hesaplanırken kullanılan yüzdeler yönteminde, bulunan bootstrap güven aralıklarına tekrar bootstrap uygulanarak daha doğru tahminlerin elde edildiği görülmüştür.[27] 1983 yılında Bradley Efron tarafından geliştirilen yöntem, bir iterasyon temeline dayanır. B, orijinal örnekten yapılan bootstrap örneklerinin sayısını göstermek üzere; bootstrap iterasyonu toplam olarak β^2 kadar bootstrap örneğinin yaratılmasını gerektirir.[28]

Yaratılan bu örnekler üzerinden uygulanan bootstrap yöntemine göre güven aralıkları elde edilir. Güven aralıklarını elde etmede kullanılan bootstrap örneklerine, tekrar bootstrap yöntemi uygulanarak bir adım daha ileri gidildiğinde çift bootstrap yöntemine ulaşılır. Böylece daha doğru güven aralıkları elde edilir. Çift bootstrap yöntemini açıklamak için öncelikle iterasyon işleminden bahsetmek gerekir. Iterasyon teorisinin temel yaklaşımları Peter Hall tarafından verilmiştir. Bootstrap iterasyonu için öncelikle n tane gözleme sahip $x=(x_1,x_2,\ldots,x_n)$ orijinal örneğinden n büyüklüğünde ve $(x_1^*,x_2^*,\ldots,x_n^*)$ ile gösterilen bir bootstrap örneği çektiğimizi düşünelim. Örneklenen anakütlenin θ parametresi için elde

[26] Efron, Tibshirani, a.g.e., s.250-251.

[27] A. C. Davison and D. V. Hinkley, **Bootstrap Methods and Their Application**, Cambridge University Pres, 1997, s.223.

[28] Chernick, a.g.e., s.110.

edilen $(1-\alpha)$ düzeyindeki güven aralığını I_0 ile gösterelim. Örneğin, I_0 Efron'nun yüzdeler metoduna göre θ parametresi için elde edilen $(1-\alpha)$ düzeyindeki güven aralığı olabilir.

I_0 'ın orjinal örnek x ve güven düzeyi $(1-\alpha)$'ya bağımlı olduğu $I_0(\alpha / x)$ şeklindeki bir ifade ile gösterilebilir. $I_0(\alpha / x)$ aralığının gerçek ilişkisi $\pi_0(\alpha)$ ile ifade edilebilir.

β_α ;

$$\pi_0(\beta_\alpha) = P\{\theta \in I_0(\beta_\alpha / x^*)\} = 1-\alpha \qquad (2.6)$$

ifadesinin çözümü ve $I_0(\beta_\alpha / x^*)$, orijinal örnek yerine bootstrap yeniden örneğini kullanarak hesaplanan I_0 'ın bir versiyonu olsun. Peter Hall'un yeniden örnekleme prensibine göre, $I_0(\beta_\alpha / x^*)$ kullanılarak I_0 ile verilen ifadeden daha iyi güven aralıkları elde etmek mümkündür. Burada β_α, (2.6) nolu formüldeki β_α 'nın tahminidir ve θ yerine θ^*, x yerine x^* yazmak suretiyle elde edilir. İterasyonu tekrarlamak için, I_0'ın yerine elde edilen yeni aralık kullanılır ve aynı yöntem bu yeni aralığa uygulanır. Bootstrap iterasyonu tek bir adım içerdiğinde de çift bootstrap adını alır.[29]

2.2.2 Bayesian Bootstrap Yöntemi

Deneysel dağılımı $\hat{F}$ olan ve F dağılımına sahip X tesadüfi değişkeninin n tane bağımsız ve aynı şekilde dağılmış $x_1, x_2, \ldots, x_n$ değerlerinin gözlemlendiğini, ayrıca F deneysel dağılımından iadeli olarak bootstrap örneklerinin oluşturulduğunu varsayalım. F dağılımının bir parametresini de φ ile gösterelim. x_i tek boyutlu ve φ 'da tek bir parametre olarak ele alındığında ikisi birlikte çok boyutlu olacaklardır. φ, φ'nın $x_1.x_2, \ldots, x_n$ 'e dayalı bir tahminidir. Her bir x_i 'nin iadeli olarak $1/n$ olasılığı ile örneklemeye tabi tutulması yerine, x_i için sonsal olasılık dağılımı, her bir x_i için $(1/n)$'de yoğunlaşır, fakat bir Bayesian bootstrap tekrarından diğerine değişiklik gösterir.

---

[29] Chernick, a.g.e., s.59.

Bayesian bootstrap tekrarları tanımlanırken izlenecek yol aşağıdaki gibi sıralanabilir:

- [0, 1] aralığından n -1 tane uniform tesadüfi değişken çekilir.
- Bu değişkenlerin değerleri artan bir sıra içinde $u_1, u_2, \ldots, u_{n-1}$ ile gösterilir.
- $u_0 = 0$ ve $u_1 = 1$ olsun. Bu durumda $i = 1,2,3,\ldots,n$ için $g_i = u_{(i)} - u_{(i-1)}$ şeklinde uniform sıralı istatistikleri arasındaki farkı gösteren bir değişken tanımlanır.

Bayesian bootstrap örneğine olasılıkları atamada kullanılan g vektörü aşağıda gösterilmiştir.

$$g = \begin{bmatrix} g_1 \\ g_2 \\ . \\ . \\ . \\ g_n \end{bmatrix}$$

$x_1, x_2, \ldots, x_n$ örneğinden iadeli seçimle n gözlemden oluşan örnek oluşturulur. Bir çekim işleminde $1/n$ olması gereken olasılık bu kez x_1 için g_1, x_2 için g_2 olarak belirlenir. Bu işlem bu şekilde sürdürülür. İkinci bir Bayesian bootstrap tekrarı aynı şekilde yaratılır fakat bu kez hem $n-1$ tane yeni bir uniform tesadüfi değişken kümesi hem de yeni bir g_i kümesi kullanılır.

φ' nin tahmin edilmiş sonsal dağılımına dayalı φ parametresi hakkında genel Bayesian türünde bilgiler elde etmek için kullanılabiliyor olması Bayesian bootstrap yönteminin avantajıdır.

g_i'nin ilk Bayesian bootstrap tekrarındaki değeri $g_i^{(1)}$, ikinci tekrardaki değeri $g_i^{(2)}$ ile olarak gösterildiğinde uniform sıradaki istatistikler için aşağıdaki sonuçlara ulaşmak mümkündür:

$$E(g_i^{(1)}) = E(g_i^{(2)}) = 1/n \tag{2.7}$$

$$Var(g_i^{(1)}) = Var(g_i^{(2)}) = (n-1)/n^3 \tag{2.8}$$

$$C(g_i^{(1)}, g_j^{(2)}) = C(g_i^{(2)}, g_j^{(1)}) = -1/(n-1) \tag{2.9}$$

Burada, $E(.)$ $Var(.)$ ve $C(.,..)$ sırasıyla; beklenen değer, varyans ve korelasyonu gösterir. Yukarıda gösterilen özelliklerden dolayı, φ 'nın bootstrap dağılımı ve φ 'nın Bayesian bootstrap sonsal dağılımı bir çok uygulamada benzerlikler göstermektedir.[30]

2.2.3 Düzeltilmiş (Smooted) Bootstrap Yöntemi

F dağılımı hakkında hiçbir varsayım yapılmadığı takdirde, $\hat{F}$'nın F'nin Maksimun Likelihood tahmin edicisi olduğunu vurgulamak gerekir. Yani, F'nin parametrelerinin bootstrap tahminleri, o parametrelerin parametrik olmayan Maksimum Likelihood tahminleri olarak düşünülebilir. Bir çok uygulamada, $\hat{F}$ yerine F Gaussian Kernel Yoğunluk tahminine dayalı düzeltilmiş dağılıma ilişkin değerler konularak işlem yapılır.

Daha düzgün tahminler elde etmek için Gaussian Kernel Yoğunluk tahmininin kullanılması uygun olur. $x_1, x_2, \ldots, x_n$ orijinal veri kümesini göstermek üzere, Gaussian Kernel Yoğunluk tahmini aşağıdaki gibidir.

[30] Chernick, a.g.e., s.108.

$$\hat{f}(t;h) = \frac{1}{nh} \sum_{1}^{n} \varphi\left(\frac{t - x_i}{h}\right) \qquad (2.10)$$

Burada $\varphi(t)$, standart normal yoğunluğu göstermekte olup h parametresi, pencere büyüklüğü (window size) olarak adlandırılır ve verilere uygulanan düzeltme sayısı olarak tanımlanır. h değerleri arttıkça, daha düzgün bir yoğunluk tahmini elde etmek mümkündür. Yukarıdaki formülasyonu, her bir x_i noktası etrafında odaklanan Gaussian yoğunluk fonksiyonu olarak düşünülebilir. Belirlenen pencere büyüklüğüne göre ortaya çıkan yoğunluk fonksiyonu grafiklerine bakılarak, verilerin modu belirlenir. Verilere ilişkin yapılacak yorum ise tamamen seçilen h değerine bağlı olacaktır.

Hipotez testi yaparken h değerini belirlemede oldukça sık kullanılan bir yaklaşım söz konusudur. Bu yaklaşım şu şekilde açıklanabilir: h'nin değeri artarken, Gaussian Kernel Yoğunluk tahminine göre elde edilen modların sayısı artmaz. h artarken, modların sayısı azalacağı için, h değerine ilişkin bir tek minimum vardır. Bu durumda $\hat{f}(t;h)$'ın tek modlu olduğu söylenir ve $\hat{h}_1$ ile gösterilir. Uygulamalarda $\hat{h}_1$ 'nın yaklaşık değerinin 0.0068 olduğu kabul edilmektedir. (2.10) no'lu formülde küçük bir düzenleme yapıldığında h'nin minimum değerine ilişkin gösterim $\hat{f}(.;\hat{h}_1)$ şeklinde olacaktır.

Yukarıdaki formül yeniden ölçeklendirildiğinde, ölçeklendirilmiş tahmin $\hat{g}(.;\hat{h}_1)$ ile gösterilebilir. Bu noktada bir test istatistiğine ihtiyaç duyulur. Bir moda sahip yoğunluk tahmininden ortaya çıkan en küçük pencere büyüklüğünün $\hat{h}_1$ olduğu hatırlanabilir. $\hat{h}_1$'in aldığı büyük değer ise, düzeltmenin bir tek moda sahip tahminini elde etmek için yapılması gerektiğini gösterir. Ayrıca H_0 : modların sayısı = 1 bootstrap hipotez testi, elde edilen anlamlılık düzeyine dayalı olarak aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$ASL_{BOOT} = Prob_{\hat{g}(.;\hat{h}_1)} \{ \hat{h}_1^* > \hat{h}_1 \} \qquad (2.11)$$

Burada $\hat{h}_1$'nın değeri 0.0068'de sabitlenmiştir. Bootstrap örneği olan $x_1^*, x_2^*, \ldots, x_n^*$, $\hat{g}(.;\hat{h}_1)$dan çekilir ve $\hat{h}_1$, $x_1^*, x_2^*, \ldots, x_n^*$ bootstrap örneğinin bir tek moda sahip yoğunluk tahmininden ortaya çıkan h'nin en küçük değeridir. ASL_{BOOT} değerini hesaplayabilmek için yeniden ölçeklenmiş yoğunluk tahmini $\hat{g}(.;\hat{h}_1)$'den bootstrap örnekleri çekmek gereklidir. Yani, verilerden iadeli örnekleme yapmak yerine, anakütlenin düzgün bir tahmininden örnekleme yapılmalıdır. Yapılan bu işleme düzeltilmiş bootstrap denir. Gaussian Kernel tahminine uygunluğundan dolayı, $\hat{g}(.;\hat{h}_1)$'den örnek çekmek oldukça kolaydır.

Düzeltilmiş bootstrap, parametrik ve parametrik olmayan bootstrap arasında ortak bir çözüm olarak da düşünülebilir.[31]

2.2.4 Parametrik Bootstrap Yöntemi

F dağılımına sahip bir anakütleden alınan X tesadüfi değişkeninin birbirinden bağımsız ve aynı şekilde dağılmış değerlerinin oluşturduğu $x_1, x_2, \ldots, x_n$ örneğine sahip olduğumuzu varsayalım.

X'in değerleri gerçek sayılar veya sayıların oluşturduğu vektörler olabilir. Anakütleyi tanımlamanın en genel yolu, onun kümülatif dağılım fonksiyonunu yazmaktır.

$$F(x) = Prob(X \leq x)$$

Bu fonksiyonun x'e göre türevi olasılık yoğunluk fonksiyonunu ($f(x)$) verir ve $f(x)$ aşağıdaki gibi gösterilir.

[31] Susan Holmes, **Course Notes**, Standford University, www.stat.standford.edu/~susan/scgn/issues/back/v62.pdf , (26.05.2006), 1998, s.208.

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx} \tag{2.12}$$

Gözlemlerimiz için tanımladığımız olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibi gösterilir;

$$X : f_{(\theta)}(x)$$

Bu ifadede θ, daha önce de ifade edildiği gibi X dağılımından elde edilen bir veya birden fazla bilinmeyen parametreyi gösterir. Bu ifade ayrıca, X için parametrik model olarak adlandırılır. θ 'nın elemanlarının sayısını ρ ile gösterirsek; örneğin X, μ ortalama ve σ^2 varyanslı normal dağılıma sahip ise bu durumda,

$$\theta = (\mu, \sigma^2)$$

olacak ve ρ = 2 elde edilecektir. Dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f_\theta(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-1/2\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \tag{2.13}$$

şeklindedir.

Maksimum olabilirlilik, olabilirlilik fonksiyonuna dayandırılır ve aşağıdaki gibi gösterilir:

$$L(\theta;x) = \prod_{1}^{n} f_\theta(x_i) \tag{2.14}$$

$L(\theta;x)$, θ'nın bir fonksiyonu olarak düşünülebilir. Veri kesikli olduğunda $L(\theta;x)$, gözlemlenen örneğin olasılığıdır. Süreklilik durumunda $L(\theta;x)\Delta$, $[x.x+\Delta]$ gibi küçük bir aralıkta yer alan örneğin olasılığı şeklinde açıklanabilir. $1(\theta;x)$'nın algoritmasını,

$$1(\theta;x) = \sum_{1}^{n} 1\,(\theta;x_i) \qquad (2.15)$$

şeklinde yazmak mümkündür. Bu $1(\theta)$ şeklinde özetlenebilir. Bu ifade logaritmik olabilirlik olarak anılır ve her bir değer $1(\theta;x_i) = \log f_\theta\,(x_i)$, bir logaritmik olabilirlik bileşeni olarak adlandırılır. Ayrıca maksimum olabilirlik yönteminde $1(\theta;x)$'i maksimize etmek için $\theta=\hat{\theta}$ olduğu düşünülür. $\hat{\theta}$'nın örnekleme dağılımını ve varyansını tahmin etmenin en doğru şekli olarak tanımlanan parametrik yönteme göre, öncelikle $f_{\hat{\theta}}(x)$ olasılık yoğunluk fonksiyonuna göre n büyüklüğünde B tane örnek çekilir ve her bir örnek varyansı, $\hat{\theta}$'nın varyansını tahmin etmeye yarar. Bu süreç ise parametrik bootstrap olarak adlandırılır. Standart hatanın parametrik bootstrap tahmini şöyledir:

$$se_{\hat{F}_{par}}(\hat{\theta}^{*}) \qquad (2.16)$$

Burada $\hat{F}_{par}$ veriler için elde edilen parametrik modelden türetilen F'nin tahminidir.[32]

F dağılımının sürekli olduğu varsayıldığında, düzeltilmiş bootstrap dönüşümü yapılmaktadır. Bu aşama bir adım daha ilerletildiğinde, örneğin F dağılımının Gaussian dağılım gibi parametrik bir formda olduğu varsayıldığında, bu durumda F'nin yaklaşık tahmin edicisi de μ ve σ 'nın maksimum olabilirlik tahminlerine sahip Gaussian dağılım gösterecektir. F'nin parametrik tahmininden yapılan iadeli örnekleme sayesinde, Fisher'in teorisi ile ilişkili maksimum olabilirlik tahminlerinin yapıldığı bootstrap tahminlerine ulaşılacaktır. Parametrik bootstrap yöntemine Monte Carlo simülasyonu ile bakıldığında ise, bunun maksimum olabilirlik tahminine ulaşmaktan başka bir şey olmadığı gözlenir.[33]

[32] Efron and Tibshirani, a.g.e, s.53.
[33] Chernick, a.g.e., s.110

2.2.5 Parametrik Olmayan Bootstrap Yöntemi

Parametrik ve parametrik olmayan bootstrap arasındaki en önemli fark, parametrik bootstrap için bir parametrik modelin varolması, parametrik olmayan bootstrap için doğal olarak böyle olmamasıdır. Bilinmeyen bir F dağılımından alınan bağımsız ve aynı şekilde dağılmış $x_1.x_2,\ldots.,x_n$ değerlerine sahip olunduğumuzu ve herhangi bir parametrik modelin varolmadığını düşünelim. Bilinmeyen F dağılımının kümülatif dağılım fonksiyonunu elde etmek için $\hat{F}$ deneysel dağılımını kullanır. Ancak daha önceki açıklamalar dayanarak, F 'yi sadece parametrik bir model varolduğu takdirde kullanmanın mümkün olduğu söylenebilir. Aksi takdirde, verilerin simülasyonu ve gerekli özelliklerin deneysel hesaplamaları yapılmalıdır. Parametrik olmayan bootstrap yöntemi ile ilgili bir örnek açıklamaları anlaşılır kılacaktır. Ortalama hesaplarken deneysel dağılım fonksiyonundan yapılan örnekleme yardımıyla momentler kolayca bulunabilir. Örneğin,

$$E^*(\bar{X}^*) = E^*(X^*) = \sum_{j=1}^{n} \frac{1}{n} x_j = \bar{x} \tag{2.17}$$

olur.

Benzer şekilde;

$$var^*(\bar{X}^*) = \frac{1}{n} var^*(X^*) = \frac{1}{n} E^*\{X^* - E^*(X^*)\}^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1} \frac{1}{n} (xi - \bar{x})^2 \tag{2.18}$$

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

yazılır.

Yukarıda verilen (2.18) nolu ifadede, ilk çarpan hariç, $\bar{X}$ 'nın tahmin edilmiş varyans sonucudur. Bu noktada, deneysel dağılım fonksiyonuna sahip simülasyon uygulaması yapılır. Deneysel dağılım fonksiyonu orijinal veri grubu olan $x_1,x_2,\ldots,x_n$ kümesindeki değerlerin her birine eşit olasılık verdiğinden; her bir X^*, orijinal örnekten tesadüfi olarak örneklenmiş bağımsız değerler olacaktır. Bu nedenle, simülasyon örneği olan $x^*_1,x^*_2,\ldots,x^*_n$, orijinal verilerden iadeli olarak alınan tesadüfi bir örnek olacaktır. Burada kolaylık sağlayan, verilerin homojen olmasıdır. Bu yeniden örnekleme yöntemi, parametrik olmayan bootstrap olarak bilinir.[34]

[34] Efron and Tibshirani, a.g.e, s.47

III. BÖLÜM

REGRESYON ANALİZİ

3.1. DOĞRUSAL REGRESYON ANALİZİNİN VARSAYIMLARI

İki değişken arasındaki ilişki çeşitli şekillerde ortaya çıkabilir. Bu ilişkiler arasında en bilineni, değişkenler arasında doğrusal ilişkinin olduğu Basit Doğrusal Regresyondur.[35] Y bağımlı ve Xi i=1,2,…..,k bağımsız değişken olmak üzere, Y ile Xi değişkenleri arasındaki sebep-sonuç ilişkisini matematiksel model olarak ortaya koyan yönteme regresyon adı verilir. Regresyon analizinin uygulanması için değişkenlerin bağımlı ve bağımsız değişken olarak ayrılması ve regresyon modelinin kurulması gerekir. [36] k-1 (k:parametre sayısı) sayıda bağımsız değişkenin bulunduğu doğrusal bir ilişki,

$$Y= \beta_0+ \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \ldots\ldots.+ \beta k\, X_{ki} + \varepsilon_i \qquad (3.1)$$

şeklinde gösterilebilir.

Bu ilişki,

$$Y=\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ . \\ . \\ Yn \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} 1\ X_{11} & X_{21} \ldots\ldots\ldots X_{k1} \\ 1\ X_{12} & X_{22} \ldots\ldots\ldots X_{k2} \\ 1\ X_{13} & X_{23} \ldots\ldots\ldots X_{k3} \\ . \quad . & . \qquad\qquad . \\ . \quad . & . \qquad\qquad . \\ 1\ X_{1n} & X_{2n} \ldots\ldots\ldots X_{kn} \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ . \\ . \\ \beta_k \end{bmatrix} \quad \text{ve} \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ . \\ . \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

[35] Reha Alpar, **Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemlere Giriş 1**, Spor Kitabevi, Ankara, 1997, s.162.
[36] Kazım Özdamar, **Paket Programlar İle İstatistiksel Veri Analizi 1**, Kaan Kitabevi, Eskişehir, 2004, s.527.

olmak üzere, matris gösterimi ile de

$$Y = X\beta + \varepsilon \qquad (3.2)$$

şeklinde ifade edilir. Y vektörü ve X matrisi gözlemleri bilinen değerleri, β ve ε vektörleri ise bilinmeyen elemanları içermektedir. ε vektöründeki hata terimleri, ortalaması sıfır ve σ^2 sabit varyans ile normal dağılma sahip olup,

(i) $E(\varepsilon)=0$

(ii) $Var(\varepsilon) = \sigma^2$

(iii) $Kov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) =0$ $i=j$ $i,j =1,2,\ldots,n$ için varsayımlarını gerçekleştirmektir. Bu varsayımlara ilave olarak, bağımsız değişkenler ile ilgili

(iv) $E(X_i, \varepsilon_i)=0$ $i=1,2,\ldots,n$ için

(v) Bağımsız değişkenlerin tesadüfi olmaması, yani değişkenlerin alacağı değerlerin gözlemler boyunca kesin ve sabit olup, tekrarlanan örnekler için aynı kalması

(vi) X matrisinin rankının k olup, n'den küçük olması varsayımları da yapılabilmektedir. [37]

[37] Robert Batoszynski, Bugaj Niewiadomska, **Magdelena;Probability And Statistical Inference**, John Wiley &Sons;Newyork, 1996, s.680.

Küçük örneklerde aranılan özellikler;

- Sistematik hatasızlık
- En iyi veya minimum varyans
- Doğrusallık
- Etkinliktir.

Sistematik Hatasızlık

Sistematik hata $\hat{\theta}$'nın matematik ümidi E ($\hat{\theta}$) ile θ parametresi arasındaki pozitif veya negatif fark olarak tanımlanmaktadır.

Sistematik Hata (S) = E ($\hat{\theta}$) - θ

Dolayısıyla E ($\hat{\theta}$) = θ halinde, S= 0, sistematik hata bulunmaktadır.

En İyi Ölçütü veya Minimum Varyans

Tahmin ediciler Ekonometri'de çok çeşitli yöntemler ile elde edilebilirler. Bir tahmin edicinin en iyi olması, diğer yöntemler ile elde edilen tahmin edicilere, örneğin $\hat{\hat{\theta}}$' e göre daha düşük varyansa sahip olması demektir. Buna göre $\hat{\theta}$' nın en iyi olması

$$\text{Var}(\hat{\theta}) < \text{Var}(\hat{\hat{\theta}})$$ koşuluna bağlıdır.

En iyi olma ölçütü de tek başına bir anlam ifade etmemektedir.

Doğrusallık Ölçütü

$\hat{\theta}'$ nın θ' nın doğrusal tahmin edicisi olarak kabulü θ' nın örnek birimlerinin doğrusal fonksiyonu olmasına bağlıdır. Örnek birimlerini $x_1, x_2, \ldots, x_n$ şeklinde gösterirsek,

c_i, i= 1, …, n, sabit olmak üzere

$$C_1X_1 + C_2X_2 + \ldots + C_nX_n$$

doğrusal bir tahmin edicidir. Örneğin $\overline{X}$, örnek ortalaması doğrusal bir tahmin edicidir.

Etkinlik Ölçütü

Etkinliğin tanımında üç ayrı yaklaşım bulunmaktadır;

- Kimi etkinliği ortalama kareli hata MSE ile açıklamaktadır.
- Kimi ise etkinliği asistomik özellik olarak büyük örnek içinde ele almaktadır.
- Bazıları da etkinliği tahmin edicinin sistematik hata ihtiva etmemesine ve aynı zamanda minimum varyanslı olmasına bağlamaktadırlar.

Son yaklaşım daha çok ekonometrisyenler arasında kabul görmektedir.

Yeterlilik

Yeterlilik ölçütü R.A. Fisher'in getirdiği bir ölçüttür. Tahmin edicinin yeterlilik ölçütüne sahip olabilmesi için, bu tahmin edicinin tahmin edilecek parametre hakkında örnekte mevcut bulunan bütün bilgiyi kullanması gerekir. Örneğin $\overline{X}$ ana kütle ortalaması μ'nun yeterli bir tahmin edicisidir. Çünkü medyan dahil diğer tahmin ediciler μ hakkında $\overline{X}$' dan daha fazla bilgi sağlayamazlar. Buna karşın mod ve medyan tüm birimleri kullanmadıklarından μ'nün yeterli bir tahmin edicisi değillerdir.[38]

[38] Mehmet Genceli, **Ekonometri'de İstatistik İlkeler**, İstanbul, Filiz Kitabevi, 1989, s. 23-28.

3.2 REGRESYON MODELİ

Regresyonda bir bağımlı değişken ve bir ya da daha fazla sayıda bağımsız değişken vardır. Burada bir bağımlı değişken ve bir bağımsız değişken varken bu iki değişken arasındaki ilişkiyi belirleyecek modelin nasıl olduğunun ortaya çıkartılması açıklanmaya çalışılacaktır. n sayıda birimin her birinden bağımlı değişken (Y) ve bağımsız değişken (X) değerleri saptanmış olsun. Bu durumda (Y_1,X_1), $(Y_2,X_2),\ldots,(Y_n,X_n)$ olmak üzere n sayıda gözlem değeri olacaktır.

Y ve X değişkenleri arasındaki ilişkinin şekli ve bu ilişkiyi matematiksel eşitlik olarak ifade etmek için;

$(Y_i,X_i), i = 1,\ldots..n$, gözlem çiftleri koordinat eksenlerine işaretlendiğinde, regresyonda serpme diyagramı oluşturur. n sayıda gözlem çiftinin her biri için serpme diyagramda birer nokta oluşacaktır. Bu noktaların konumuna bakılarak nasıl bir model olduğuna karar verilir. Eğer noktalar bir doğru etrafında toplanıyorsa doğrusal bir model kullanılmalıdır. [39]

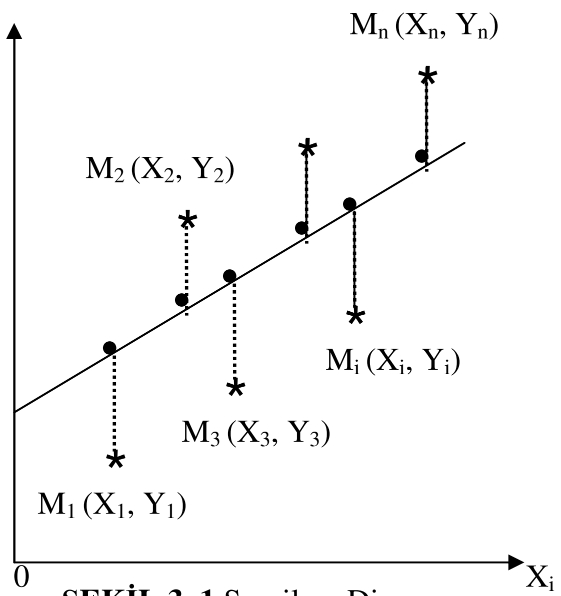
Serpilme diyagramında noktaların durumu ve genel dağılımları iki değişken arasında bir ilişkinin olup olmadığını ve varsa ilişkinin hangi fonksiyon tipine uyduğunu açıkça gösterir.

---

[39] Özkan Ünver, Hamza Gamgam, **Uygulamalı İstatistiksel Yöntemler,** Siyasal Kitabevi, Ankara, 1992, s.274.

Gözlem No	Xi	Yi
1	X_1	Y_1
2	X_2	Y_2
3	X_3	Y_3
.	.	.
.	.	.
i	X_i	Y_i
.	.	.
n	X_n	Y_n

Yukarıdaki serinin serpilme diyagramı çizilirse koordinat sistemi üzerinde genel ifadeleri M_i (X_i, Y_i) olan n tane nokta elde edilir.[40]



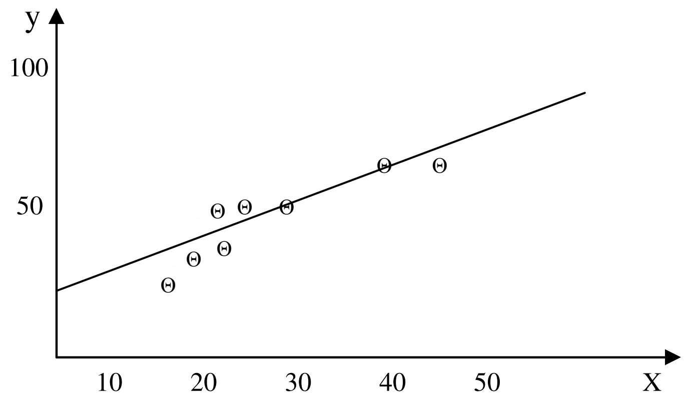
ŞEKİL 3. 1 Serpilme Diyagramı

[40] Yılmaz Özkan, **Uygulamalı İstatistik 2** , Sakarya Kitabevi, Sakarya, 2003, s.184-185.

Serpilme diyagramı bir örnekle açıklanacak olursa; Yi (Dekar başına verim) ve Xi (Dekara verilen gübre miktarı) değerleri:

Y (10 kg)	**X** (10kg)
15	8
18	12
25	14
35	16
48	22
55	28
60	35
64	41

(Y_1,X_1) ,…….., $(Yg,\ Xg)$ değerleri koordinat eksenlerine işaretlendiğinde, serpme diyagramı Şekil 3.2'deki gibidir.



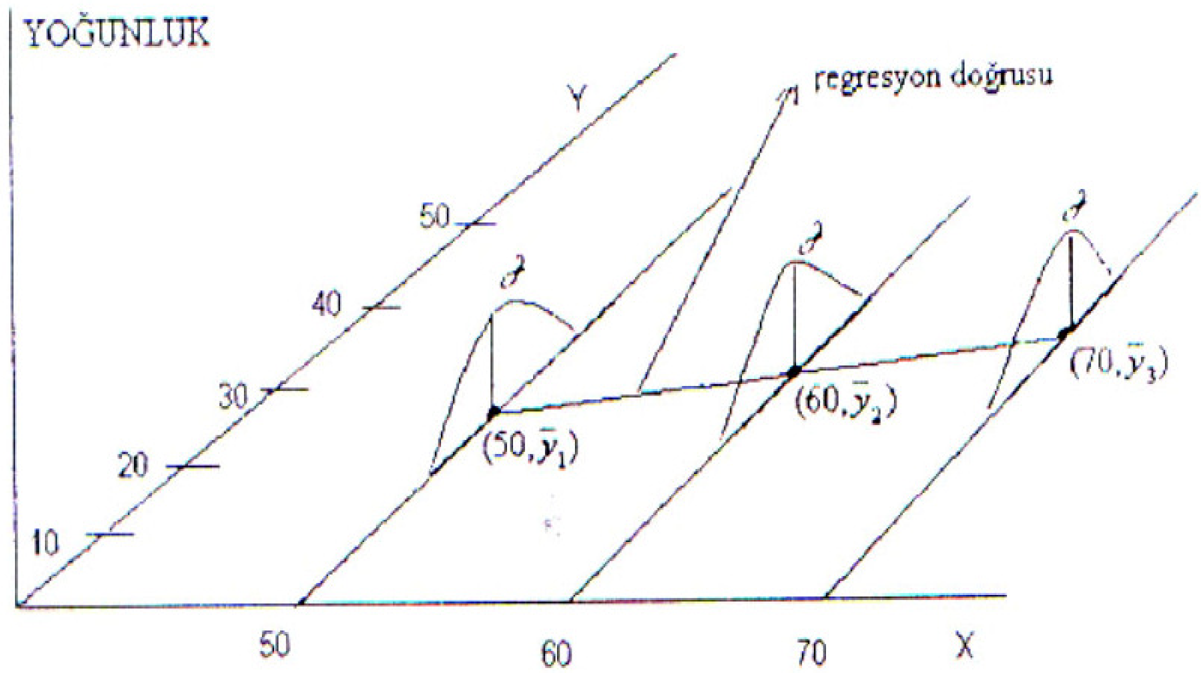
ŞEKİL 3.2 Serpme Diyagramı

Serpme diyagramı oluşturulduğunda model için karar şu şekilde verilir. Noktalar bir doğru etrafında toplanmışsa ya da bu duruma yakınlık gösteriyorsa seçilecek regresyon modeli,

$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \varepsilon$

olacaktır. Bu modele bir bağımsız değişkenli doğrusal regresyon modeli denir. β_0 ve β_1 modelin bilinmeyen parametreleridir. ε hata terimi olup Y ve X gözlenebilen değişken değerleridir. [41]

Grafik (3.1)'de görüldüğü gibi, her bir x_1 değerine karşılık gelen birden çok y değeri vardır ve bu y değerleri eşit varyans ile normal dağılım gösterirler. Ayrıca, y alt kümelerinin ortalamaları bir doğru üzerindedir.[42]



Şekil 3.3 Basit Doğrusal Regresyon Modelinin Gösterimi
Kaynak: Alpar, a.g.e.,165

[41] Ünver, Gamgam, a.g.e., s.274.
[42] Alpar, a.g.e., s.165.

3.3 REGRESYON MODELİNİN ELDE EDİLMESİ

Eşit varyans varsayımı altında, parametre değerleri, En küçük kareler yöntemi ile tahmin edilebilirler. $\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_k$'nın en küçük kareler tahmininde $b_0, b_1, \ldots, b_k$ hata kareler toplamını minimize eden,

$$S = \sum_{i=1}^{n} e_i^2 = \sum_{i=1}^{n} [\, Y_i - (b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{1i} + \ldots\ldots\ldots + b_k X_{ki})\,]^2 \qquad (3.3)$$

eşitliğinin, $b_0, b_1, \ldots, b_k$'ya göre kısmi türevlerinin alınıp, sıfıra eşitlenmesi ile elde edilen normal denklemlerin çözümü ile elde edilir.[43]

$$\sum_{i=1}^{n} Y_i = nb_0 + b_1 \sum_{i=1}^{n} X_{1i} + b_2 \sum_{i=1}^{n} X_{1i} + \ldots\ldots\ldots\ldots + b_k \sum_{i=1}^{n} X_{ki} \qquad (3.4)$$

$$\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i = b_0 \sum_{i=1}^{n} X_{1i} + b_1 \sum_{i=1}^{n} X_{1i}^2 + b_2 \sum_{i=1}^{n} X_{1i} X_{2i} + \ldots\ldots\ldots\ldots + b_k \sum_{i=1}^{n} X_{1i} X_{ki} \qquad (3.5)$$

$$\sum_{i=1}^{n} X_{ki} Y_i = b_0 \sum_{i=1}^{n} X_{ki} + b_1 \sum_{i=1}^{n} X_{ki} X_{1i} + b_2 \sum_{i=1}^{n} X_{ki} X_{2i} + \ldots\ldots\ldots\ldots + b_k \sum_{i=1}^{n} X_{ki}^{2} \qquad (3.6)$$

bu denklemler, matrislerle, $(X'X)b = X'Y$ şeklinde yazılırsa, $b = (X'X)^{-1} X'Y$ formülü elde edilir. Bu formül, β'nın EKK tahmincisidir.[44]

---

[43] Münevver Turanlı, Selahattin Güriş, Aydın Ayaydın, **İstatistik Temel Kavramlar Ve Uygulamalar**, İstanbul, 1993, s.396.
[44] Asish Sen, Muni Srivastava, **Regression Analysis**, Springer-Verlag, Newyork, 1990, s.56.

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum xy - \dfrac{(\sum x)(\sum y)}{n}}{\sum x^2 - (\sum x)^2 : n} \tag{3.7}$$

$$\hat{\beta}_0 = y - \hat{\beta}_1 x \tag{3.8}$$ [45]

3.3.1 Katsayıların Varyansları

β_0 ve β_1 'in yansız kestiricileri olan b_0 ve b_1 katsayılarına ilişkin varyanslar ;

$$Var(b_1) = \frac{s^2}{\sum_{i=1}^{n}(x_{1i} - \bar{x}_1)^2} = \frac{s^2}{XOAKT} \tag{3.9}$$

$$Var(b_0) = s^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}_1}{XOAKT} \right] \tag{3.10}$$

Hata Terimlerinin Varyansı: Yukarıdaki varyans formüllerinde yer alan s^2 ;artıklara ilişkin σ^2 varyansının örneklemden elde edilen yansız kestiricisi olup;

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(y_i - b_0 - b_1 x_{1i})^2}{n-2} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(y_i - y_i)^2}{n-2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}{n-2} \tag{3.11}$$

ile verilir.

---

[45] Rudolf J.Freund, William J. Wilson, **Regression Analysıs:Statistical Modeling of aResponse Variable** ,U.S.A., 1998,s.41.

3.3.2 Denklemin Standart Hatası

Hata terimlerinin varyansı olan s^2 ‘nin karekökü, s, regresyon denkleminin standart hatasını verir. S, regresyon doğrusuna uyumun göstergelerinden biridir. Çünkü $y_i-\hat{y}_i$ farklarının küçük çıkması $\hat{y}_i$ kestirimlerinin y_i gözlem değerlerine yaklaştığının, yani regresyon doğrusunun verilere uygunluğunun bir göstergesidir.

b_0 ve b_1 katsayılarına ilişkin standart hatalar $Var(b_1)$ ve $Var(b_0)$ ‘ın kareköklerinin alınması ile $S(b_1)$ ve $S(b_0)$ elde edilir.

$$S(b_1) = \frac{s}{\sqrt{XOAKT}} \tag{3.12}$$

$$S(b_0) = s\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\overline{x}_1}{XOAKT}} \tag{3.13}$$

3.3.3 Önemlilik Testleri

β_1 katsayısının araştırıcı tarafından seçilen bir değere eşit olup olmadığını test etmek için hipotezler $H_0 : \beta_1 = \beta_1^*$ ve $H_1: \beta_1 \neq \beta_1^0$ olarak kurulursa, ilgili test istatistiği ;

$$t = \frac{b_1 - \beta_1^0}{S(b_1)} \tag{3.14}$$

ile verilir. t test istatistiği $n-2$ serbestlik dereceli ve $\alpha/2$ anlam düzeyindeki t tablo değeri ile karşılaştırılır. $\beta_1^0 = 0$ olarak alınırsa, β_1 katsayısının sıfıra eşit olup olmadığı ya da ilişkinin doğru ile gösterilip gösterilmeyeceği test edilmiş olur.

$\beta_1^0 = 0$ ise hipotezler $H_0 : \beta_1 = \beta_1^0$ ve $H_1 : \beta_1 \neq \beta_1^0$ olur ve de *t* istatistiği ; $t = b_1 / S_{b_1}$ şekline dönüşür. Test sonucunda H_1 hipotezi kabul edilirse [($\beta_1 \neq 0$) ise], regresyon doğrusunun çizilebileceği söylenir.

Benzer şekilde β_0 katsayısının araştırıcı tarafından belirlenen β_0^* gibi bir değere eşit olup olmadığını test etmek için $H_0 : \beta_0 = \beta_0^*$ ve $H_1 : \beta_0 \neq \beta_0^*$ hipotezleri için test istatistiği;

$$t = \frac{b_0 - \beta_0^*}{S(b_0)} \qquad (3.15)$$

ile verilir. Hesapla bulunan istatistik seçilen yanılma düzeyindeki n-2 serbestlik dereceli $\alpha/2$ yanılma düzeyindeki t tablo istatistiği ile karşılaştırılır.[46]

[46] Alpar, a.g.e.,s.167-168.

IV. BÖLÜM

REGRESYON ANALİZİNDE KULLANILAN BOOTSTRAP YÖNTEMLERİ

En küçük kareler regresyon analizinin temelleri, hata teriminin (ε) analizine dayanır. En küçük kareler regresyon analizinde hata terimlerinin tekrarlanması ile uygulanan bu yöntem, 1979 yılında Bradley Efron tarafından ileri sürülmüş ve klasik en küçük kareler yönteminden daha etkili parametre tahminleri elde etmek amacı ile geliştirilmiştir ve hata teriminin yeniden örneklenmesi olarak bilinir.

β 'nın bir bootstrap tahmin edicisini elde etmek için algoritma aşağıdaki şekilde izlenir:

1) Populasyondan şansa bağlı olarak n sayıda bir örnek seçilir.

2) Seçilen bu örneğe ait EKK regresyon doğrusu oluşturulur.

3) Bu modelden e_i değerleri hesaplanır.

4) Elde edilen e_i değerlerine 1/n olasılığı verilerek her biri n hacminde B tane bootstrap hata alt örnekleri oluşturulur. Böylece deneysel dağılım fonksiyonu $(\hat{F}_\varepsilon(x))$,

$$\hat{F}_\varepsilon(x) = \left\{ \hat{e}_i^{\,2} \leq x \right\} / n$$

şeklinde elde edilir.

5) Oluşan bu deneysel dağılım fonksiyonundan bootstrap hata değerlerinin ortalaması,

$$\bar{\hat{\varepsilon}}_i^{*} = \frac{\sum_{b=1}^{B} \hat{\varepsilon}_{bi}}{B}$$

şeklinde hesaplanır. Burada,

$\bar{\hat{\varepsilon}}_i^{*}$: i'nci bootstrap hata tahmin edicisi

$\hat{\varepsilon}_{bi}$: b'nci bootstrap örneğine ait i'nci hata tahmin edicisi

6) Elde edilen $\bar{\hat{\varepsilon}}_i^{*}$ değerleri 2. adımda oluşturulan modeldeki e_i'ler yerine konarak

$$Y_i^{*} = \hat{\beta} X + \bar{\hat{\varepsilon}}_i^{*}$$

şeklinde bootstrap Y^{*} değerleri hesaplanır.

7) Y^* ve X'den hareketle β 'nın bootstrap tahmin edicisi, en küçük kareler yöntemi ile,

$$\hat{\beta}^* = (X^{/} X)^{-1} X^{/} Y^*$$

şeklinde hesaplanır.[47]

Elde edilen bu tahmin edici sapmasız olup

$$E(\hat{\beta}^*) = (X^{/} X)^{-1} X^{/} E(Y^*) = \hat{\beta} \text{ olmaktadır.}$$

Bootstrap yönteminin bu uygulamasında hata terimlerinden tekrarlı örnekler seçilerek, tahmin değerlerine $(\hat{Y}_i)$ eklendiği için hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır.

Bootstrap yönteminde, hata terimlerinin dağılımına ilişkin varsayım yapılmamasına rağmen, Y^*'lar doğrusal modele göre oluşturularak, modelin fonksiyonel biçiminin doğrusal olduğu varsayılır. Bunun yanında hata terimlerinin normalliği varsayımından hareket edildiği için gerçek hatalar sabit varyansa sahip değilse, bu özellik alt örnek hata terimlerinede yansımayacaktır. [48]

En küçük kareler tahmincileri üzerinde herhangi bir üstünlüğe sahip olmamasına rağmen, regresyon analizinde bootstrap tahmin edicilerinin etkinlikleri varsayımdan sapmalardan etkilenmez. Bootstrap yöntemlerinin güçlüğü, sabit varyans varsayımının varsayılıp varsayılmadığına bağlıdır.[49]

---

[47] Topuz, a.g.e.s.35-36.
[48] Fox, a.g.e,s.501
[49] Dilek Altaş, **Yeniden Örnekleme Yaklaşımı Olarak Bootstrap Yöntemi ve Türkiye İthalat Modeline Uygulanması**, Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul, 2000,s.93

4.1 HATA TERİMLERİNİN YENİDEN ÖRNEKLEMİNE DAYANAN BOOTSTRAP

$Y=X\beta+\varepsilon$ doğrusal regresyon modelinde, hata terimlerinin dağılımı ($F\varepsilon$), $e_i - \bar{e}$ değerlerine 1/n olasılığı verilerek, deneysel dağılım ($\hat{\mathbf{F}}\varepsilon$) ile tahmin edilir.

Burada;

$e_i = Y_i - \hat{Y}_i$ i. hata terimidir ve $\bar{e} = \dfrac{\sum_{i=1} ei}{n}$ 'dir.

$\hat{\mathbf{F}}\varepsilon$ 'den hata terimlerinin bootstrap örnekleri,

$(\varepsilon^*_1, \ldots \ldots \ldots \varepsilon^*_n)$ elde edilerek, $Y^*_i = X\hat{\beta} + \varepsilon^*_1$ olmak üzere bootstrap Y değerleri hesaplanır. Y^* ve X'den hareketle β'nin bootstrap tahmini, en küçük kareler yöntemi ile,

$$\hat{\beta}^* = (X^1X)^{-1}X^1Y^*$$

şeklinde elde edilir.

Bu bootstrap yönteminde hata terimlerinden tekrarlı örneklemler seçilerek, tahmin değerlerine ($\hat{\mathbf{Y}}_i$) eklendiği için hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayım gerçekleşmiyorsa, $\hat{\beta}$'nın standart hatası, sapmalı sonuç verir. Bu nedenle,

$(e_i - \bar{\mathbf{e}})$'nin yerine, $\dfrac{\mathbf{e}_i}{(\mathbf{1 - kn}^{-1})^{1/2}}$ normalleştirilmiş hata terimlerinden ε^*_i ler seçilerek, bootstrap Y değerleri elde edilir.

$E_*(\varepsilon^*_i) = 0$ olduğu için,

$E_*(\hat{\beta}^*) = (X^1X)^{-1} X^1 E_*(Y^*) = \hat{\beta}$ olmaktadır.

Hata terimlerinden B sayıda alt örneklem seçilirse, $\hat{\beta}^{*b}$, b=1,2,….B olmak üzere b. Bootstrap tahmini olup, $\hat{\beta}$'nin bootstrap kovaryans tahmini,

$$Cov(\hat{\beta}^{*}) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^{B} (\hat{\beta}^{*b} - \hat{\beta})(\hat{\beta}^{*b} - \hat{\beta})' \qquad (4.1)$$

biçimindedir.

Bootstrap yönteminde, hata terimlerinin dağılımına ilişkin varsayımı yapılmamasına rağmen, Y^{*}'ler doğrusal modele göre oluşturularak, modelin fonksiyonel biçiminin doğrusal olduğu varsayılır. Bunun yanında hata terimlerinin normalliği varsayıldığı için gerçek hatalar, sabit varyansa sahip değilse, bu özellik alt örneklem hata terimlerine yansımayacaktır. $\sigma_1^2 = \sigma^2$ homoskedasite durumunda $\hat{\beta}$'nin bootstrap varyans tahmini sapmasız olurken, hetereskedastik durumda sapmalı ve tutarsız olacaktır. Bu nedenle, bu yöntem hetereskedastik duruma uygun değildir.[50]

4.2 GÖZLEM DEĞERLERİNİN YENİDEN ÖRNEKLEMESİ

Yöntem,(Y_1,X_1), (Y_2,X_2),….,(Y_n,X_n) gözlem çiftlerine 1/n olasılığı verilerek elde edilen Bootstrap örneklemlerine (Y_1^*,X_1^*), (Y_2^*,X_2^*),….., (Y_n^*,X_n^*) dayanmaktadır. Gözlem çiftlerinden B tane örneklem oluşturulursa, her bir alt örneklem için, β'nın bootstrap tahmini,

$$\hat{\beta}^{*} = (X^{*\prime}X)^{-1}X^{*\prime}Y^{*} \qquad (4.4)$$

olarak elde edilir.

Bootstrap tahmincilerinin beklenen değeri, yaklaşık olarak, β'nın en küçük kareler tahmincisine eşittir.[51]

---

[50] Altaş, a.g.e, s.95
[51] Shao;Tu, a.g.e.,s.291

4.3 MODEL SEÇİM KRİTERLERİ

Bir regresyon modelinde açıklayıcı değişken sayısının arttırılması ile hata terimleri (e_i) toplamı azalmakta ve R^2 artmaktadır. R^2 ‘nin artması sonucunda katsayıların testlerinin gücü azalmaktadır.

En iyi modelin seçimi için geliştirilen model seçim kriterlerinin tümü tahminin varyansına dayanmakta ve yukarıdaki olumsuzlukları dikkate almaktadır. C_p kriteri bu yöntemlerden biri olup,

$$C_p=\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\hat{Y})^2/n+2p\hat{\sigma}^2/n$$

ile hesaplanır. Burada, $\hat{\sigma}^2$, hata terimlerinin varyansıdır ve $\hat{\sigma}^2 = \dfrac{\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\hat{Y})^2}{n-p}$

şeklinde hesaplanabilir.

C_p istatistiği, genel modeller için Akaike’nin bilgi kriteri (*AIC*)’nin özel bir durumudur. Bu yöntem tahmin hatasının sapmasız bir tahmin edicisi olup, $E(C_p) \approx$ Tahmin hatası’dır.

Akaike bilgi kriteri, (*AIC*), açıklayıcı değişken sayısının belirlenmesinde kullanılan birbaşka kriterlerden birisidir. Bu kriter,

$$AIC=\log\left(\frac{\sum(Y_i-\hat{Y}_i)^2}{n}\right)+\frac{2p}{n} \qquad (4.5)$$

formülü ile hesaplanır. Modele yeni açıklayıcı değişken ilave edildikten sonra *AIC* kriterinde düşüş olmadıkça modele değişken ilave edilmesi gerekli değildir.

Model seçiminde kullanılan bir diğer kriter de, Schwarz kriteridir (BIC).

$$BIC=\log\left(\frac{\sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n}\right)+\frac{p\log n}{n} \tag{4.7}$$

şeklinde hesaplanır. BIC kriteri, $n \to \infty$ gittikçe gerçek modelin seçilmesinde tutarlı bir kriterdir. Bu durum C_p için geçerli değildir.[52]

4.4 BOOTSTRAP YÖNTEMİNE GÖRE REGRESYON PARAMETRE HESABI

Doğrusal regresyon analizi tüm bilim dallarında en çok kullanılan ve en yarar sağlayan istatistik yöntem olmuştur. Doğrusal regresyonda kullanılan veri seti n tane gözlem değeri içermektedir, $x_1, x_2, \ldots, x_n$.

Her bir x_i gözlem değerinin iki tane değişkeni vardır.

$$x_i = (c_i, y_i) \tag{4.8}$$

y_i değişkeni bağımlı olarak bilinirken, c_i değişkeni bağımsız değişkenlerin oluşturduğu matris olarak bilinir. Bağımsız değişkenlerin bilindiği durumda bağımlı değişkenin beklenen değeri μ_i ise.

$$\mu_i = E(y_i \backslash c_i) \qquad (i = 1.2\ldots..,n) \tag{4.9}$$

doğrusal regresyon modelinin en önemli varsayımı μ_i 'ın bağımsız değişkenlerin doğrusal bir fonksiyonu olduğudur.

[52] Şahamet Bülbül, Dilek Altaş, **Bootstrap Yönteminin Model Seçiminde Kullanılması,** Marmara Üniversitesi III. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Antalya ,29-30 Mayıs 1997.s. 1041-1042

$$\mu_i = c_i \beta = \sum_{J=1}^{P} c_{ij} \beta_j \qquad (4.10)$$

regresyon parametreleri, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \ldots\ldots, \beta_P)^T$ bilinmemektedir ve analizin amacı bilinmeyen bu parametreler için bağımsız değişkenleri kullanarak tahminde bulunmak olacaktır. Doğrusal modelin olasılık yapısı aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$y_i = c_i \beta + \varepsilon_i \qquad (i = 1,2,\ldots.,n) \qquad (4.11)$$

Bu modeldeki parametreler için en küçük kareler yöntemi kullanılarak bulunacak olan takdir değerleri,

$$\hat{\beta} = (C^T C)^{-1} C^T y \qquad (4.12)$$

olarak bulunur.

Bootstrap tekniğinin regresyon analizinde kullanılması iki şekilde olabilir. Birinci yöntemde, doğrusal regresyonun olasılık modelini P → x olarak yazmak mümkündür. P iki parçadan oluşmaktadır.

$$P = (\beta, F) \qquad (4.13)$$

β değerleri bilinmediğinden en küçük kareler yöntemine göre takdir edilen β değerlerini kullanarak hata terimlerini bulup. Hata terimlerinin ampirik dağılımı elde edilebilir.

$$\hat{\varepsilon}_i = y_i - c_i \hat{\beta} \quad (i = 1.2,\ldots..,n) \qquad (4.14)$$

Hata terimleri bulunduktan sonra iadeli rasgele seçim yapılarak bootstrap örnekleri oluşturulur. Bağımsız değişkenler bilindiğinden hata terimlerinin oluşturduğu bootstrap örnekleri yerine konularak bağımlı değişken değerleri bulunabilir.

$$y^*_i = c_i \beta + \varepsilon^*_i \qquad (i = 1.2,\ldots..,n) \qquad (4.15)$$

Bağımlı değişkenlerin bulunması sırasında bağımsız değişkenlerin değişmediği kabul edilmiştir. B katsayılarının hesabında ise aşağıdaki formül kullanılır.

$$\hat{\beta}^{*} = (C^{T}C)^{-1}C^{T}y^{*} \qquad (4.16)$$

İkinci yöntemde ise, x veri setinin bootstrap işlemine girmesi olabilir. x veri setinin (c_i,y_i) şeklinde olduğu ve c'nin bağımsız değişkenlerin matrisi, y ise bağımlı değişkeni ;

$x_i = (c_i,y_i)$ ise, bootstrap tekniği sonrasında oluşacak olan her bir veri seti,

$$x^{*}=\{(c_{i1}, y_{i1}),(c_{i2}, y_{i2}),\ldots\ldots,(c_{in}, y_{in})\} \qquad (4.17)$$

$i_1,\ldots,i_n$ 1'den n'e kadar olan rasgele seçilmiş olan örnekleri göstermektedir. Her bir bootstrap örneği için hesaplanacak olan regresyon katsayıları,

$$\hat{\beta}^{*}=(C^{*T}C^{*})^{-1}C^{*T}y^{*} \qquad (4.18)$$

şeklinde olacaktır.

Bootstrap yönteminin hangisinin daha uygun olduğu sorusunun cevabı, oluşturulan doğrusal regresyon modelinin ne kadar doğru olduğuna bağlı olacaktır. Bağımsız değişkenler ne olursa olsun hata terimlerinin dağılımı değişmemektedir. Veri setinin bootstrap yöntemi ile seçilmesi hata terimlerinin seçilmesinden daha güvenilirdir. Hangi yöntemin kullanılacağına karar verilirken bağımsız değişkenlerin sabit olup olmadığına dikkat edilirse yöntem seçilmiş olacaktır. Bağımsız değişkenler sabit olarak kabul edildiği durumlarda hata terimleri yöntemini kullanmak daha iyi sonuçlar verirken, bağımsız değişkenler rasgele seçiliyor ise ikinci yöntem olan x veri setinin kullanılması daha iyi sonuç verecektir.[53]

---

[53] Efron, a.g.e, s.105-115.

V. BÖLÜM

UYGULAMA VE YÖNTEM

5.1. UYGULAMANIN AMACI VE KAPSAMI

5.1.1. İnşaat Sektörüne Genel Bakış

İnşaat, topluma fayda sağlayan her türlü yer altı ve yerüstü yapılar olup, konut, sağlık, eğitim, spor, ticari, turistik ve idari yapılar gibi toplumsal yapıları ve tarihi yapıları kapsamına alan çok geniş bir faaliyet dalıdır.

İnşaat sektörünün ve özellikle konut inşaatının bütün ekonomilerde olduğu gibi Türkiye ekonomisinde de büyük ve önemli bir yeri vardır. Her ne kadar son yıllarda bu sektör önemli denilebilecek bir gelişmeye konu olmuşsa da başta konut olmak üzere bütün yapı türleri ülkenin gereksinmesine gerek nitelik, gerekse nicelik yönünden cevap vermekten uzaktır.

Türkiye'de inşaat istatistikleri belediyelerden izin alma esasına göre derlenmektedir. Belediyelerin izin verme kıstasları ve esasları ise ünifiye değildir. Bu durum inşaat artışlarındaki veya azalışlarındaki yapısal nedenleri belirlemeyi zorlaştırmaktadır. Bununla birlikte toplam yatırımlar içerisinde inşaat sektörü yatırımları payının %60-70 gibi oldukça yüksek olduğu bilinmektedir. Yatırımlar içinde inşaat sektörüne düşen payın bu derece yüksek olması ise önemlidir. Zira, inşaat sektöründe meydana gelen bütün değişiklikler, diğer sektörleri de etkilemektedir. Özellikle, çimento, demir, cam, fayans, seramik ve sıhhi malzeme gibi yapı malzemeleri üreten sanayi, inşaat sektöründeki değişikliklerden en fazla etkilenen sektördür. [54]

Artan nüfus ve şehirleşme ihtiyacına bağlı olarak konut talebinin daha da canlanacağı, buna bağlı olarak bina ve konut yatırımlarının ve inşaat faaliyetlerindeki artışın devam edeceği ve bu gelişmenin büyümeyi, istihdamı destekleyen faktörlerden biri olacağı düşünülmektedir.

---

[54] Erol Zeytinoğlu , **Türkiye Ekonomisi**, İstanbul, 1976, s. 477-478.

Nitekim, Türkiye İstatistik Kurumu'nun verilerine göre 2005 yılında en çok büyüyen sektör yüzde 22,2 oranıyla inşaat sektörü olmuştur.(tablo5.1)

Tablo 5.1

Gayri safi milli Hasıla ve Yurtiçi Hasıla III. Dönem: Temmuz, Ağustos, Eylül/2005 Üretim Yöntemine Göre 2005 Yılı Birinci, İkinci ve Üçüncü Dönem Sektörel Gelişme Hızları (%) (Sabit Fiyatlarla)				
Sektörler	**I.Dönem**	**II.Dönem**	**III.Dönem**	**9 Aylık**
Tarım	0,0	0,1	6,4	4,5
Sanayi	5,5	3,9	5,6	5,0
İnşaat	16,5	22,2	19,7	19,7
Ticaret	5,8	4,3	7,1	5,8
Ulaştırma ve Haberleşme	1,6	2,2	7,4	3,9
Mali Kuruluşlar	0,7	0,3	-0,5	0,1
Konut Sahipliği	1,4	1,6	1,8	1,6
Serbest Meslek ve Hizmetler	4,7	4,1	7,1	5,5
Devlet Hizmetleri	-0,6	0,4	0,8	0,2
Kar Amacı Olmayan Kuruluşlar	-1,3	0,1	-0,2	-0,4
İthalat Vergisi	8,4	8,7	14,1	10,5
Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	4,8	4,2	7,0	5,5
Gayri Safi Milli Hasıla	5,3	3,4	7,3	5,5

Kaynak:Türkiye İstatistik Kurumu. istatistik göstergeleri

1 milyonun üzerinde istihdam sağladığı tahmin edilen Türk inşaat sektörü için Türkiye Müteahhitler Birliği'nce yapılan projeksiyonlara göre, Avrupa Birliği (AB) süreci ile 2014'te sektör 2,2 milyon kişiyi istihdam edecektir.

Özellikle son dönemde Türk müteahhit firmalar, Kuzey Afrika, Ortadoğu ve Orta Asya'da önemli inşaat taahhüt işlerine girmektedirler. Önümüzdeki yıllarda artan konut ihtiyacı nedeniyle konut yatırımlarındaki artışların süreceği tahmin edilmektedir.[55]

[55] Nurel Kılıç, Ar&Ge Bülten Araştırma ve Geliştirme Müdürlüğü **İnşaat Sektöründeki Hareketlenme 2006Yılı İçin Umut Veriyor**, http://www.izto.org.tr/NRA/rdonlyes/7475BDA1-95B7-4855-B351-9ADCE4362AFE/5932/inşaat2006_nurel.pdf,(16.11.2006),2005,s.31-33.

5.1.2. Türkiye'de Nüfus Sayımı

Osmanlı İmparatorluğu döneminde istatistik çalışmaları, başlangıçta devlete belirli hizmetler yapmakla yükümlü bırakılan gelir kaynaklarının nicelik ve değişmelerini saptamak amacıyla, 30-40 yıl gibi aralıklarla yapılmaktaydı. 19.yüzyılın başından itibaren Ademi Merkeziyet sistemine dayalı olarak merkezde her nezarette, taşrada ise istatistik büroları açılmış ve bunların çalışmalarını takip ve kontrol etmek için de ayrı bir merkez kurulmuştur.

Başarı ile sonuçlandırılan ilk nüfus sayımı 1831 yılında yapılmıştır. Ülkemizde nüfusumuzun sayı ve niteliklerini tespit amacıyla Cumhuriyetin ilanından günümüze kadar ilki 1927 de bu tarihten sonra her beş yılda bir olmak üzere, on üç kez genel nüfus sayımı uygulanmıştır. Ancak, 23 Şubat 1990 tarih ve 403 sayılı Kanun Hükmünde Kararname gereği bu tarihten sonra nüfus sayımları 10 yılda bir sonu "0" ile biten yıllarda yapılmaktadır.[56]

Her ülkenin kendi yasasına göre belirlenen süre ve kurallara göre belirlenen süre ve kurallara göre yapılan nüfus sayımında; sayımın yapıldığı ülkenin içerisinde olan her kişinin sayılmasıyla elde edilen nüfus miktarına "Hazır Nüfus" denilmektedir.[57]

Türkiye'de nüfus sayımlarına ilişkin olarak en yaygın iki metod vardır. Bunların birincisi "direkt görüşme" metodu, diğeri ise "kendi kendine sayım"dır.

Ancak hangi yöntem kullanılırsa kullanılsın, nüfus sayımları, nüfusun miktarı, yoğunluğu, yaş, doğum yeri, medeni durum, dil, din, eğitim durumu, meslek ve mesken artışları gibi çok değişik demografik, sosyal, kültürel ve ekonomik özellikler yönünden en kapsamlı bilgileri sunan, en güvenilir bilgi kaynaklarıdır. Türkiye'de "direkt görüşme" metodu uygulanmaktadır. Fertlerin tesbitinde ise sayım anında sayım bölgesinde fiilen hazır bulunan her fert sayılır, bulunmayanlar sayılmaz. Ülkede bulunan yabancılar sayıma dahil edilmekte yurt dışındaki vatandaşlar sayım dışı kalmaktadır. Oysa pek çok gelişmiş ülkede fertler nerede bulunurlarsa bulunsunlar daimi ikametgahlarında imiş gibi tesbit edilirler.

---

[56] Türkiye Cumhuriyeti Başbakanlık Türkiye İstatistik Kurumu, **http://www.die.gov.tr/nufus_sayimi.htm,** (16.11.2006), 2006,s.1.
[57] Şemsettin Bağırkan , **Demografinin Temelleri Türkiye'nin Demografik Yapısı Uluslar arası Demografi**, İstanbul, 2003,s.13.

Türkiye de nüfus artışının sonuçları; şehir olarak nitelendirilen yerleşmelerin sayısı hızla artmıştır. Şehirlerin nüfusları artarak metropoller meydana gelmiştir. Şehirlerin yayılış alanları çok genişleyerek tarım alanları yerleşime açılmıştır. Hızlı nüfus artışı özellikle büyük şehirlerde gecekondulaşmayı arttırmıştır. Genç ve dinamik nüfusun artmasına sebep olmuş, dolayısıyla çalışabilir nüfusun toplam nüfusa oranı yüzde 60'lara ulaşarak yeni iş olanaklarını gerekli kılmıştır. Artan nüfusun her türlü ihtiyacını karşılamak için daha fazla kaynak ayırma zorunluluğu doğmuştur. Özellikle büyük şehirlerimizde ciddi çevre sorunları gelişmekte ve belediye hizmetleri aksamaktadır.[58]

Tablo 5.2.

Türkiye Genel Nüfusu ve Nüfus Artış Oranları

Sayım Yılı	Nüfus	Yıllık Nüfus Artışı (%)
28.10.1927	13.648.270	-
20.10.1935	16.158.018	2.29
20.10.1940	17.820.950	2.05
21.10.1945	18.790.174	1.09
22.10.1950	20.947.188	2.29
23.10.1955	24.064.763	2.98
23.10.1960	27.754.820	3.07
24.10.1965	31.391.421	2.68
25.10.1970	35.605.178	2.65
26.10.1975	40.347.719	2.66
12.10.1980	44.736.957	2.17
20.10.1985	50.664.458	2.65
21.10.1990	56.473.035	2.23
22.10.2000	67.803.927	2.00
(- 2005)	73.512.412	1.68

[58] Ergin Gümüş "**Türkiye'nin Nüfusu**" http://www.aof.edu.tr/kitap/1oltp/2291/unite06.pdf,(19/11/2006),2000,s.61-63

Türkiye genel nüfus sayımlarını içeren (Tablo5.2) değerlerinden izlenebileceği üzere; ülkemizin nüfus artış oranı (1935-2005) dönemi arasında ekonomik yönden gelişmiş ülkelerin nüfus artış oranlarından fazladır.[59]

5.1.3. Türkiye Yapı İnşaat Sektörünün 1965 - 2005 Yılları Arasındaki Gelişimi

Bina sayımı ile, ülkemiz sınırları içindeki bina stoku ve niteliklerini belirlemek, karar organlarının alacağı ekonomik ve sosyal tedbirlere ışık tutacak verileri elde etmek, yapı inşaatı maliyet değerlerinin (YTL bazında), yapılardaki kapalı alanların yüzölçümlerinin 1965-2005 yılları arasındaki değişimin analizi, kısa-orta ve uzun vadeli yıllık planlara veri teşkil etmek ve sektör yetkililerinin yatırımlarına yön göstermek, kent sorunlarının tespiti ve çözüm yollarının üretilmesine katkıda bulunmak amacıyla inşaat sektörünün yapı kullanma izin belgelerine göre Türkiye İstatistik Kurumu'nun yıllık inşaat istatistikleri kullanılarak yapılmıştır.

5.1.4. Türkiye'nin 1995 - 2005 Yılları Arasındaki Döneminde Gerçekleşen Yapı Ruhsatı ve Yapı Kullanma İzin Belgesi Başvurularının Gelişimi

Ülkemizdeki ekonomik durumun gelişimini etkileyen başlıca sektörlerden biri de inşaat sektörüdür. Bu sektör içindeki önemli bir bölümü yapı inşaatları olup, yapım işleri de, yapı ruhsatı alınarak yapımına başlanan yapıların kaba işlerinin tamamlanmasıyla gündeme gelmektedir.

Genel sürece bakılırsa, bu tamamlanma zamanı 2 ila 4 yıl içinde gerçekleşerek tesisat işleri bitirilmekte ve yapılar yapı kullanma izin belgeleri alınarak kullanıma açılmaktadır. Son 10 yılı kapsayan 1995 ile 2005 yılları arasında alınan yapı ruhsat belgeleri ile gerçekleşmiş olan yapı kullanma izin belgelerinin miktar ve özellik itibariyle genel bilgilerini içeren değerlendirme (Tablo 5.3) ülkemizdeki inşaat sektörünün son yıllardaki gelişimini açıkça göstermektedir.[60]

---

[59] Bağırkan, a.g.e.,s, 46.
[60] Muhittin Tekman, **Doğal Gaz Teknolojisi, Cihaz ve Sitemleri Dergisi**, Sayı, 112, İstanbul, Mayıs, 2006, s,94.

Tablo 5.3.

1995 - 2005 Yılları Arasındaki Döneminde Gerçekleşen Yapı Ruhsatı ve Yapı Kullanma İzin Belgesi Başvurularının Gelişimi

Yıllar	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Yapı Ruhsatlarına Göre											
Yapı Miktarı (bin adet)	137,905	124,158	126,956	116,235	92,469	79,140	77,430	47,242	51,960	75.495	106.664
Daire Miktarı (bin adet)	518,236	445,633	464,117	432,599	339,446	315,162	279,616	161,920	194,748	330.446	511.236
Yüzölçümü (milyon m²)	83,957	76,862	83,388	78,569	62,762	61,694	57,449	36,187	43,119	69.719	99.432
Değeri (trilyonTL)	745	1.234	2.574	4.197	4.971	7.141	10.548	8.945	12.863	24.108	37.817
Değeri (milyonUSD)	12.421	11.523	12.458	13.295	9.146	10.563	7.246	5.421	9.174	17.928	28.006
Yapı Kullanma İzin Belgelerine Göre											
Yapı Miktarı (adet)	96.661	104.776	106.406	91.816	86.777	90.849	86.155	65.180	41.342	40.792	61.091
Daire Miktarı (adet)	248.946	267.306	277.056	238.958	215.613	245.155	243.464	161.491	162.908	164.994	240.730
Yüzölçümü (bin m²)	37.510	41.764	45.167	42.167	38.500	42.462	40.179	31.676	30.937	31.028	48.440
Değeri (trilyonTL)	330	659	1.378	2.254	3.081	4.879	7.417	7.634	9.037	10.307	17.739
Değeri (milyonUSD)	5.502	6.154	6.669	7.140	5.669	7.217	5.095	4.626	6.445	7.665	13.137

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu istatistik göstergeleri

Aynı dönem içinde yıllık döviz ve enflasyon bilgileri (Tablo 5.4) ‘de yer almaktadır.

Tablo 5.4.

Türkiye'nin 1995-2005 Yılları Arasındaki Dönemde Gerçekleşen Yıllık Döviz Kuru ve Enflasyon Verileri											
Yıllar	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Yıl sonu Dolar Kuru (TL/$)	59.979	107.089	206.620	315.693	543.517	676.017	1.455.795	1.650.125	1.402.098	1.344.700	1.350.300
Üretici ÜFE (%)	64,9	84,9	91,0	54,3	62,9	32,7	88,6	30,8	13,9	13,8	2,7
Tüketici TÜFE (%)	78,9	79,8	99,1	69,7	68,8	39,0	68,5	29,7	18,4	9,3	7,7

Kaynak: T.C. Merkez Bankası Döviz Kuru verileri (1995-2005) ;.

5.1.5. 1954 -2005 Yılları Arasında Yapılan Yapı İnşaatlarının Gelişimi

1954 yılından günümüze kadar geçen zaman içinde gerçekleşen yıllık yapı ruhsatı alım miktarlarındaki gelişime bakıldığında, 1964 yılına kadar yıllık 50 bin civarındaki ruhsat sayısı 1965 yılında ilk kez 60 bine çıkmış ve küçük miktarlardaki artışlar ile 1978 yılına kadar 84 bine ulaşmış; fakat 1979 yılındaki zirve olan 87 binden sonra tekrar düşüşe geçerek 1984 yılına kadar 60 binin altında kaldığı görülmektedir.

1984 yılında 63 bin ruhsat ile yükselişe geçeceğinin müjdesini verdikten sonra 1985 yılında 71 bin ruhsat ve 1986 yılında da yaklaşık 103 bin ruhsat ile yukarıya doğru tırmanma hareketine başlamıştır.

1993 yılındaki 147 bin ruhsat sayısı ile zirveye ulaşılmış fakat daha sonraki yıllarda giderek düşmüş ve 2002 yılında en alt düzey olan 47 bin ruhsat alım miktarı ile bu sektördeki krizin ne kadar üst düzeyde yaşandığı bir başka ifadeyle sektörün dibe vurduğu görülmüştür.

Bu miktar Türkiye tarihinin 1950'li 1960'lı yıllarda bile yaşamadığı bir inşaat ruhsat miktarı kadardır. Yapı kullanma izin belgelerine göre durumu değerlendirecek olursak, 1985 yılına kadar geçen süreç içinde genel bir yükseliş ve 50 - 60 binli miktarlarda bir tutarlılık görülmektedir.

Ancak 1986 yılında 71 bin yapı kullanma izni alınmış ve bu yıldan sonra giderek artan miktarlarla 1993 yılına kadar yaklaşık 102 bin adete ulaşılmıştır. 1994 ve 1995 yılların hafif birer düşme görülse de 100 bin adete yakın miktarda kullanma izni alınmış ve 1996 ile 1997 yıllarındaki yaklaşık 106 bin civarındaki miktarla zirve yapılmıştır. 1998 yılı ve sonrasında ise sektördeki gerileme kendini göstermiş ve 2003 ve 2004 yıllarındaki yaklaşık 41 bin adet civarında gerçekleşen miktarlarla en alt düzeye inmiştir. (Tablo 5.3)

5 Nisan 2006 tarihinde açıklanan DİE'nin verilerine göre, yapı ruhsat sayısının 106 bini, yapı kullanma izin belgesi sayısının da 61 bini geçtiği görülmektedir.

Son 10 yıllık veriler incelendiğinde, 2002 ve 2003 yıllarında Türkiye'de inşaat sektörünün dibe vurduğu, ancak 2005 yılının kesinleşen istatistiki değerlerinden, 2003 yılında alınan ekonomik önlemler, faiz oranları ve enflasyonun düşmesi ve Mortgage Yasası'nın gündeme gelmesiyle birlikte, yatırımcıların inşaat yapıma yöneldikleri ve inşaat sektörünün artık yükselişe geçtiğini görmek mümkün olmaktadır.

5.1.6. Yapı Ruhsatlarına Göre 1995-2005 Yılları Arasındaki Genel İnşaat İstatistikleri

1995 yılından 2005 yılı sonuna kadar alınmış yapı ruhsatına göre ev, apartman, ticari yapı ve sınai yapılar ile bu yapıların dışında kalan sıhhi, sosyal, kültürel, dini, idari, hotel, motel vb. diğer yapılar ile tümünü birlikte gösteren genel toplam olmak üzere; yapı miktarı, daire miktarı, yapı yüzölçümü (m²) ve yapı parasal tutarları (TL ve $ cinsinden) değerlendirilmiştir (Tablo 5.5 ve5.6)

Tablo 5.5.

İnşaat Ruhsat Belgelerine Göre Yıllık Türkiye İnşaat İstatistikleri

Yıllar		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Genel Toplam	Yapı Miktarı (adet)	137.905	126.722	126.956	116.235	92.469	79.140	77.430	47.242	51.960	75.495	106.664
	Yüzölçümü (bin m²)	83.957	78.477	83.388	78.569	62.762	61.694	57.449	36.187	43.119	69.719	99.432
	Değeri (trilyonTL)	745	1.237	2.574	4.197	4.971	7.141	10.548	8.945	12.863	24.108	37.817
	Daire Miktarı (adet)	518.236	454.295	464.117	432.599	339.446	315.162	279.616	161.920	194.748	330.446	511.236
Ev	Yapı Miktarı (adet)	73.525	65.640	67.669	60.367	48.735	40.074	39.814	23.612	23.520	22.831	32.450
	Yüzölçümü (bin m²)	11.768	10.665	11.291	10.666	8.478	7.860	8.238	5.168	4.993	4.212	6.058
	Değeri (trilyonTL)	102	163	338	571	642	884	1.459	1.205	1.382	1.405	2.261
	Daire Miktarı (adet)	94.596	83.601	84.896	75.991	62.651	51.621	52.154	30.683	30.733	22.905	32.448
Apartman	Yapı Miktarı (adet)	53.772	46.791	47.639	45.381	35.884	30.218	28.700	17.172	20.966	42.455	60.398
	Yüzölçümü (bin m²)	54.756	47.731	49.490	45.711	37.038	37.491	32.094	19.145	24.512	46.868	70.819
	Değeri (trilyonTL)	490	758	1.549	2.465	3.025	4.423	5.978	4.784	7.369	16.180	26.985
	Daire Miktarı (adet)	423.640	370.694	379.221	356.608	276.795	263.541	227.462	131.237	164.015	306.869	477.632
Ticari Yapı	Yapı Miktarı (adet)	4.782	6.571	5.555	4.529	3.525	4.146	4.209	3.196	4.117	4.757	6.516
	Yüzölçümü (bin m²)	9.000	9.615	11.814	11.231	9.123	9.030	7.577	4.979	6.746	6.021	7.597
	Değeri (trilyonTL)	75	147	355	580	685	994	1.322	1.236	2.024	2.112	2.907
Sınai Yapı	Yapı Miktarı (adet)	2.164	4.412	2.961	2.485	1.353	1.896	1.877	1.504	1.691	2.712	2.831
	Yüzölçümü (bin m²)	5.434	7.328	7.343	6.768	3.887	3.777	5.929	3.546	4.320	7.325	7.283
	Değeri (trilyonTL)	49	119	226	354	298	434	1.121	896	1.332	2.555	2.783
Diğer Yapılar (*)	Yapı Miktarı (adet)	3.662	3.308	3.132	3.473	2.972	2.806	2.830	1.758	1.666	2.740	4.469
	Yüzölçümü (bin m²)	2.999	3.138	3.450	4.193	4.236	3.536	3.611	3.349	2.548	5.293	7.675
	Değeri (trilyonTL)	29	50	106	227	321	406	668	824	756	1.856	2.881

(*): Diğer yapılar; sıhhi, sosyal, kültürel, dini, idari vb. yapılardır.

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu istatistik göstergeleri

Tablo 5.6.

1995 - 2005 Yılları Arasında Türkiyede Yapılan Yapıların Değeri (Milyon USD)

RUHSAT DEĞERİ (MİLYON USD)											
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Genel Toplam	12.421	11.523	12.458	13295	9146	10563	7246	5421	9174	17.928	28.007
Ev	1.701	1.522	1.636	1.809	1.181	1.308	1.002	730	986	1.045	1.674
Apartman	8.170	7.078	7.497	7.808	5.566	6.543	4.106	2.899	5.256	12.032	19.984
Diğer Yapılar (*)	2.551	2.923	3.325	3.678	2.399	2.712	2.138	1.792	2.932	4.851	6.349

İZİN DEĞERİ (MİLYON USD)											
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Genel Toplam	5.502	6.154	6.669	7140	5669	7217	5095	4626	6445	7.665	13.137
Ev	667	775	828	773	653	788	626	570	625	586	999
Apartman	3.568	3.894	4.153	4.311	3.400	4.627	3.316	2.557	4.227	5.115	8.423
Diğer Yapılar (*)	1.267	1.485	1.688	2.056	1.616	1.802	1.153	1.499	1.593	1.964	3.715

(*): Diğer yapılar; sıhhi, sosyal, kültürel, dini, idari vb. yapılardır.
Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu istatistik göstergeleri

Tablo 5.7.

Yapı Ruhsatlarına Göre Yıllık Yapı Miktarı Değişimi (adet)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Genel Toplam	137.905	126.722	126.956	116.235	92.469	79.140	77.430	47.242	51.960	75.495	106.664
Ev	73.525	65.640	67.669	60.367	48.735	40.074	39.814	23.612	23.520	22.831	32.450
Apartman	53.772	46.791	47.639	45.381	35.884	30.218	28.700	17.172	20.966	42.455	60.398
Diğer Yapılar (*)	10.608	14.291	11.648	10.487	7.850	8.848	8.916	6.458	7.474	10.209	13.816

(*): Diğer yapılar; sıhhi, sosyal, kültürel, dini, idari vb. yapılardır.
Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu istatistik göstergeleri

Yapı ruhsatı alma durumuna göre olan yapı miktarında 1995 yılından 2002 yılına kadar giderek azalma olmuş ve yapı miktarı 138 bin adetten yedi yıl içinde 47 bin adete gerilemiş; bir başka ifadeyle inşaat yapımına başlanan yapılarda son sekiz yıl içinde 91 bin adetlik azalma ile % 66'ya yakın miktarlara kadar gerileme olmuştur.

2003 yılında ise %11'lik hafif bir artış gerçekleştirerek 52 bin adet, 2004 yılında bir önceki yıla göre 24 binlik adetlik artış ile % 45 ve 2005 yılında da yine bir önceki yıla göre 31 bin adetlik artış ile % 41 ve 2002 yılına göre ise 60 bin adetlik artış ile % 225 yükselme gerçekleşmiştir (Tablo 5.7).

Ev veya apartman olarak yapılmak üzere yapı ruhsatı alınmış olan yapılardaki daire miktarlarında 1995 yılındaki 518 bin adet olan toplam miktarda 1996 yılında başlayan düşme ile önce 450 binli miktarlara, 1999 yılında 340 bine, 2001 yılında 280 bine ve 2002 yılında ise 162 bine kadar gerileme yaşanmıştır.

2003 yılındaki 195 bin, 2004 yılında 330 bin ve 2005 yılında ise 511 binden fazla miktardaki daire yapımı için ruhsat alımı ile inşaat sektörünün düzelme yolunda bir adım attığı söylenebilmektedir. Böylece 2002 yılına kadar süren krizin 2003 yılıyla birlikte bittiği ve 1995 yılındaki daire ruhsat sayısına ulaşılmasıyla inşaat sektöründe canlanmanın başladığı görülmektedir.

Tablo 5.8.

Yapı Ruhsatlarına Göre Yıllık Yapı Yüzölçümlerinin Değişimi (bin m²)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Genel Toplam	83.957	78.477	83388	78.569	62.762	61.694	57.449	36.187	43.119	69.720	99.432
Ev	11.768	10.665	11291	10.666	8.478	7.860	8.238	5.168	4.993	4.213	6.059
Apartman	54.756	47.731	49490	45.711	37.038	37.491	32.094	19.145	24.512	46.868	70.819
Diğer Yapılar (*)	17.433	20.081	22.607	22.192	17.246	16.343	17.117	11.874	13.614	18.639	22.555

(*): Diğer yapılar; sıhhi, sosyal, kültürel, dini, idari vb. yapılardır.

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu istatistik göstergeleri

Yapıların yüzölçümleri için bin m² birimiyle hazırlanan tablo'dan görüleceği üzere ruhsat miktarına göre 1995 yılındaki 84 milyon m²'den 2002 yılında 36 milyon m²'ye düşmüş, 2003 yılında 43 milyon m²'ye, 2004 yılında 70 milyon m²'ye ve 2005 yılında da 99 milyon m²'ye çıkmıştır.(Tablo 5.8)

1995 yılındaki genel yapı miktarı ile genel yapı alanına göre bulunan yapı başına birim alan değeri; ruhsata göre 600 m² iken, 2001 yılında 750 m² 'ye, 2003 yılında ise 830 m² 'ye çıkmış, 2004 yılında 923 m² ve 2005 yılında ise 932 m² olarak gerçekleşmiştir.

Bir ile üç katlı bağımsız ev yapım miktarı 1995 yılı ile 1998 yılı arasındaki dönemde yıllık 74 bin adet ile 61 bin adet arasında değişirken, bu değer 1999 yılında aniden % 25 azalmış ve 49 bine düşerek toplamda % 51'lik azalma olmuş, 2000 ve 2001 yıllarında da düşmeye devam ederek 40 bin adet civarında olmuş, 2002-2004 yılları arasında ise % 45 kadar daha düşerek 23 bin civarında gerçekleşmiştir. 2005 yılındaki yükseliş ile 32 bini geçmiş fakat henüz 2000-2001 yıllarını bile yakalayamadığı görülmektedir. (Tablo 5.7)

Apartman miktarındaki gelişmelere baktığımızda, 2004 yılına kadar olan süreçte ev miktarına benzer bir gelişme görülmektedir. 1995 yılından 1999 yılına kadar geçen süreç içinde % 50'lik azalma ile 54 binden 36 bin adete gerileme olmuş, 2000 ve 2001 yıllarında 30 bin yapı civarında gerçekleşmiş fakat büyük düşme yine 2002-2003 yıllarında yaşanarak 20 bin civarında olmuştur. 2004 ve 2005 yıllarındaki 43 bin ve 60 bin adet yapı miktarı ile 1995 yılını bile geçerek sektörün çok katlı konut yapılarına yöneldiğinin kanıtı olmuştur.(tablo 5.9)

Tablo 5.9.

Yapı Ruhsatlarına Göre Yıllık Ev ve Daire Miktarı Değişimi (adet)

Yıllar	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Genel Toplam	518.236	454.295	464.117	432.599	339.446	315.162	279.616	161.920	194.748	330.446	511.236
Ev	94.596	83.601	84.896	75.991	62.651	51.621	52.154	30.683	30.733	22.905	32.448
Apartman	423.640	370.694	379.221	356.608	276.795	263.541	227.462	131.237	164.015	306.869	477.632

Kaynak: D.İ.E. istatistik göstergeleri

Ticari yapılar, 1997 yılında 5.555 adet yapıdan % 22 oranında azalarak 4.529 adet yapıya ve 11.814 bin m² alandan % 5 oranında azalarak 11.231 bin m² alana, 1999 yılındaki yapı miktarı ise % 28 azalarak 3.525 adete, yapı alanı ise %23 azalarak 9.123 bin m²'ye düşmüştür.

2000 yılındaki yapı miktarı %18 artmış ve 4.146 adete çıkarken, yapı alanında ise %1 azalma olmuş ve 9.030 bin m² olarak gerçekleşmiştir.

2001 yılında yapı miktarında yine artış olmuş ve %1,5 artış ile 4.209 adet yapı için ruhsat alınmış ama bu yapıların alanlarındaki azalma maalesef büyüyerek devam etmiş ve %16 azalış ile 7.577 bin m² olmuştur.

2002 yılındaki genel dibe vurma noktası, bu yapı türünde de yaşanmış ve yapı miktarında % 24 azalma ile 3.196 adet, yapı alanında ise %34 azalma ile 4.979 bin m² olarak gerçekleşmiştir. 2003 yılı verileri yapı miktarında % 29 artış ile 4.117 adete, yapı alanında % 36 artış ile 6.746 bin m²'ye ulaşılmıştır.

2005 yılı verileri bu yapı türünde de olumlu olup, 2003 yılına göre %58 artış ile 6.516 adete, yapı alanında ise %13'lük artış ile 7.597 bin m²'ye ulaşılmış ve 1996 yılı değerleri yakalanmıştır.(tablo 5.5)

Sınai yapılardaki yıllara göre değişim oranlarında farklılıklar olsa bile genel trend, ticari yapılara benzer bir gelişme göstermiştir.

Yapı miktarında 1997 yılında % 49 azalış ile 4.412 adetten 2.961 adete, yapı alanında ise 7.328 bin m² ve 7.343 bin m² ile aynı kalmıştır. 1998 yılı değerleri de aynı kalmış ve 1999 yılında çok önemli oranlarda azalmalar olmuş ve yapı miktarında % 83 azalma ile 1.353 adet, yapı alanında % 74 azalma ile 3.887 bin m²'ye ani düşüşler yaşanmıştır.

2000 yılındaki yapı miktarı %40'lık artıştan sonra 2001 yılında mevcut miktarını korumuş, fakat 2002 yılında %25 kadar azalarak dip yapmış ve 2003 yılında %12 artarak genel artışa uyum göstermiştir. 2004 ve 2005 yıllarında ise 2.712 adet ve 2.831 adet yapı ile 7.325 bin m² ve 7.283 bin m² (% 70 artış) ile 1997 yılı değerleri yakalanmıştır.(tablo 5.5)

5.1.7. Yapı Kullanma İzin Belgelerine Göre Genel İnşaat İstatistikleri

1995 yılından 2005 yılı sonuna kadar alınmış yapı kullanma izin belgesine göre ev, apartman, ticari yapı ve sınai yapılar ile bu yapıların dışında kalan sıhhi, sosyal, kültürel, dini, idari, hotel, motel vb. diğer yapılar ile tümünü birlikte gösteren genel toplam olmak üzere; yapı miktarı, daire miktarı, yapı yüzölçümü (m²) ve yapı parasal tutarları (TL ve $ cinsinden) değerlendirilmiştir.(tablo 5.6 ve tablo 5.10)

Tablo 5.10.

Yapı Kullanma İzin Belgelerine Göre Yıllık Türkiye İnşaat İstatistikleri

Yıllar		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Genel Toplam	Yapı Miktarı (adet)	96.661	104.776	106.406	91.816	86.777	90.849	86.155	65.180	41.342	40.792	61.091
	Yüzölçümü (bin m²)	37.509	41.764	45.166	42.166	38.499	42.462	40.179	31.676	30.937	31.028	48.440
	Değeri (trilyonTL)	330	659	1.378	2.254	3.081	4.879	7.417	7.634	9.037	10.307	17.739
	Daire Miktarı (adet)	248.946	267.306	277.056	238.958	215.613	245.155	243.464	161.491	162.908	164.994	240.730
Ev	Yapı Miktarı (adet)	39.512	42.883	44.893	34.641	37.021	36.184	38.499	26.376	17.640	16.820	23.706
	Yüzölçümü (bin m²)	4.664	5.266	5.690	4.719	4.621	4.748	5.206	4.049	2.929	2.468	2.692
	Değeri (trilyonTL)	40	83	171	244	355	533	911	940	876	788	1.349
	Daire Miktarı (adet)	44.171	47.553	50.126	38.886	40.855	40.415	42.720	30.187	17.716	16.843	23.706
Apartman	Yapı Miktarı (adet)	52.036	56.374	55.553	52.129	45.828	50.095	43.069	29.653	17.995	18.281	26.113
	Yüzölçümü (bin m²)	24.204	26.291	27.717	25.020	22.441	26.617	25.525	17.387	20.543	20.827	31.385
	Değeri (trilyonTL)	214	417	858	1.361	1.848	3.128	4.827	4.219	5.927	6.878	11.373
	Daire Miktarı (adet)	204.775	219.753	226.930	200.072	174.758	204.740	200.477	131.304	145.065	147.891	216.563
Ticari Yapı	Yapı Miktarı (adet)	2.599	2.822	3.150	2.192	1.718	2.120	2.087	3.586	3.458	3.146	5.488
	Yüzölçümü (bin m²)	5.072	6.340	6.942	6.540	6.499	6.123	4.839	4.838	2.873	2.588	5.502
	Değeri (trilyonTL)	42	94	199	330	483	657	819	1.151	848	867	2.066
Sınai Yapı	Yapı Miktarı (adet)	1.208	1.303	1.502	1.614	1.055	1.328	1.182	4.776	1.408	1.612	4.458
	Yüzölçümü (bin m²)	2.579	2.699	3.715	4.428	3.318	3.472	2.709	3.747	2.560	3.387	5.565
	Değeri (trilyonTL)	24	44	114	238	261	390	503	911	775	1.168	2.093
Diğer Yapılar (*)	Yapı Miktarı (adet)	1.306	1.394	1.308	1.240	1.155	1.122	1.318	789	841	933	1.326
	Yüzölçümü (bin m²)	990	1.168	1.102	1.459	1.620	1.502	1.900	1.655	2.032	1.758	3.296
	Değeri (trilyonTL)	10	21	36	81	134	171	357	413	611	606	858

(*): Diğer yapılar; sıhhi, sosyal, kültürel, dini, idari vb. yapılardır.

Kaynak:. Türkiye İstatistik Kurumu istatistik göstergeleri

Yapı kullanma izin belgesi alınmış genel yapı miktarı ise, 1995 yılından 1997 yılına kadar küçük miktarlardaki artışlarla 96 bin adetten 106 bin adete kadar giderek yükselmiş olmasına rağmen, 1998, 1999, 2000 ve 2001 yıllarında 90 bin adet civarında gerçekleşmiş, fakat önce 2002 yılında 65 bin adet sonra da 2003 ve 2004 yıllarında önemli miktarda azalarak yaklaşık 41 bin adet olmuştur. Kullanılmaya başlanan yapılarda 1995 ile 2004 yılları arasında % 60 civarında fazla oranda azalma olmuştur. 2005 yılında ise %50'lik (20 bin adet) büyük bir artış gerçekleştirerek 61 bin adet olmuş ve 2002 yılı miktarlarını yakalamıştır.

Tablo 5.11.
Yapı Kullanma İzin Belgelerine Göre Yıllık Yapı Miktarı Değişimi (adet)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Genel Toplam	96.661	104.776	106.406	91.816	86.777	90.849	86.155	65.180	41.342	40.792	61.091
Ev	39.512	42.883	44.893	34.641	37.021	36.184	38.499	26.376	17.640	16.820	23.706
Apartman	52.036	56.374	55.553	52.129	45.828	50.095	43.069	29.653	17.995	18.281	26.113
Diğer Yapılar (*)	5.113	5.519	5.960	5.046	3.928	4.570	4.587	9.151	5.707	5.691	11.272

(*): Diğer yapılar; sıhhi, sosyal, kültürel, dini, idari vb. yapılardır.

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu istatistik göstergeleri

Daireler için alınan yapı kullanma izin belgelerindeki 1995-2003 yılları arasındaki gelişme de ise 1995 yılında 249 bin, 1996 yılında 268 bin ve 1997 yılındaki zirve olan 277 bin daire için alınan yapı kullanma izin miktarı bu yıldan itibaren 2001 yılına kadar geçen altı yıl içinde 215 - 245 bin adetlik ortalama miktarlarda gerçekleşme olmuş, 2002 yılında ani bir düşme ile 2003 ve 2004 yılı dahil 160165 bin adet civarında daire için yapı kullanma izin belgesi alınmıştır.

Fakat 2002-2004 dönemindeki % 60 civarındaki bu azalma 2005 yılında ani bir yükseliş yaparak 241 bin adetlik miktar ile tekrar 1995-2001 döneminin sayıları yakalanmıştır. (Tablo 5.12)

Tablo 5.12.

Yapı Kullanma İzin Belgelerine Göre Yıllık Ev ve Daire Miktarı Değişimi (adet)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Genel Toplam	248946	267306	277056	238.958	215.613	245.155	243.464	161.491	162.908	164.994	240.730
Ev	44171	47553	50126	38.886	40.855	40.415	42.720	30.187	17.716	16.843	23.706
Apartman	204.775	219.753	226.930	200.072	174.758	204.740	200.744	131.304	145.065	147.891	216.563

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu. istatistik göstergeleri

Dairelerin ruhsat miktarı ile yapı kullanma izin miktarı arasında varolan 1995 yılındaki %100'lük fark 2002 yılına kadar giderek erimiş ve bu yıl sıfırlandıktan sonra 2003 yılında tekrar % 23'lük fark ile yükselmiş ve 2005 yılında da tekrar eski normal orana yani %100'lük konumuna girmiştir.

Her iki inşaat türü, yani bir-üç katlı evler ile apartmanlardaki 2002 ile 2004 yıllarında yaşanan çok düşük inşaat yapım iznini gösteren ruhsat sayısı ile yapı kullanmayı gösteren belgelerin büyük oranlarda düşerek en alt düzeyde olması inşaat sektörünün içinde bulunduğu krizin en açık göstergesi idi. (Tablo 5.12)

Yapıların yüzölçümleri için bin m² birimiyle hazırlanan tablo ve grafiklerden de görüleceği üzere, yapı kullanma izin belgelerine göre 1995 yılında 38 milyon m²'iken 1997 yılında 45 milyon m²'ye çıkmış fakat bu yıldan 2001 yılına kadar aynı düzeyde kalmış ve 2002, 2003 ve 2004 yıllarında % 65-70 civarında azalarak 31 milyon m²'ye gerilemiştir.

Ancak 2005 yılındaki %56'lık büyüme (48 milyon m²) ile 1997 yılı değerini bile geçmiştir.(Tablo5.13)

Tablo 5.13.

Yapı Kullanma İzin Belgelerine Göre Yıllık Yapı Yüzölçümleri (bin m²)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Genel Toplam	37.509	41.764	45.166	42.166	38.499	42.462	40.179	31.676	30.937	31.028	48.440
Ev	4.664	5.266	5.690	4.719	4.621	4.748	5.206	4.049	2.929	2.468	2.692
Apartman	24.204	26.291	27.717	25.020	22.441	26.617	25.525	17.387	20.543	20.827	31.385
Diğer Yapılar (*)	8.641	10.207	11.759	12.427	11.437	11.097	9.448	10.240	7.465	7.733	14.363

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu. istatistik göstergeler

1995 yılındaki genel yapı miktarı ile genel yapı alanına göre bulunan yapı başına birim alan değeri; yapı kullanma izin belgesine göre de 390 m² iken, 2001 yılında 470 m²'ye, 2003 yılında ise 540 m²'ye inmiş, 2004 yılında 760 m² ve 2005 yılında ise 794 m²'ye çıkmıştır.

Bu bilgiler ise gelecek yıllarda tamamlanacak yapıların on yıl önceki yapılara göre daha büyük alanlı olacağını, bir başka ifadeyle küçük konut yapımının azaldığını göstermektedir.

Ülkemizdeki yapı inşaat miktarlarının 1995-2005 yılları arasındaki verileri değerlendirildiğinde yapı ruhsat miktarlarına göre 1995 yılından sonra giderek azaldığı, yapı kullanma izin belgelerine göre ise 1997 yılından sonra azalma gösterdiği görülmektedir. Bu gelişme durumu 2004 yılında artma göstermiş, 2005 yılında da büyük bir sıçrama kaydetmiştir.

Son üç yılın artış hızı sürerse gelecek kısa dönem içinde tarihimizin zirve miktarlarına ulaşılabileceği ve dolayısıyla hem inşaat sektörünün, hem de bu sektöre bağlı, tesisat sektörü gibi diğer alt sektörlerin de önemli büyüme oranlarına ulaşabileceği tahmin edilebilmektedir.[61]

5.2. UYGULAMA YÖNTEMİ

Uygulamada 1965-2005 dönemini kapsayan inşaat istatistiklerinden, yapı kullanma izin belgesine göre ev, apartman, ticari yapı ve sınai yapılar ile bu yapıların dışında kalan sıhhi, sosyal, kültürel, dini, idari, hotel, motel vb. diğer yapılar ile tümünü birlikte gösteren genel toplam olmak üzere; yapı miktarı, yapı yüzölçümü (m²) ve Türkiye yıl ortası nüfus tahmin rakamlarının yapı parasal tutarları (TL cinsinden), üzerindeki etkileri değerlendirilmeye çalışılmıştır.

Uygulama için Klasik En Küçük Kareler yöntemi ile yeniden örnekleme yöntemlerinden biri olan Bootstrap yöntemi kullanılmıştır. Kullanılan değişkenler ile modelin varsayımları aşağıda belirtilecektir. Öncelikle, model klasik en küçük kareler yöntemi ile çözülecek, varsayımların geçerliliği test edilecektir. Çeşitli denemelerden sonra seçilen

[61] Tekman, a.g.e.s,96-101.

modele bootstrap yöntemi uygulanarak, parametrelerin bootstrap tahminleri elde edilecek ve daha sonra, hesaplanan bu parametrelerin, klasik örnekleme yöntemleri ile elde edilen tahmin ediciler ile mi yeniden örnekleme yöntemi kullanılarak elde edilen tahmin edicilerle mi daha iyi tahmin edilebildiğini ortaya koymak amacıyla her iki yöntemden elde edilen sonuçlar arasında karşılaştırma yapılacaktır.

5.2.1. Uygulamada Kullanılan Değişkenler

Uygulamada kullanılacak olan modelde, yapı parasal tutarı bağımlı değişken olmak üzere, üç bağımsız değişken kullanılmıştır. Kullanılan değişkenlerin sembolleri aşağıdaki şekilde ifade edilmiştir.

Y: .... Yapı Parasal Tutarı (DE)

X_1: .... Yapı Yüzölçümü (YO)

X_2: .... Yapı Sayısı (Y)

X_3: .... Türkiye Nüfusu (NU)

Değişkenlerin Tanımı:

Yapı parasal tutarı ve yapı parasal tutarını etkiyen değişkenler ile ilgili kısa açıklamalar aşağıda belirtilmiştir.

Yapı Miktarı : Belediyelerce verilen; yeni, ilave yapılara ait inşaat ruhsatnameleri ile; yeni ilave ve kısmen biten yapılara ait yapı kullanma izin kağıtlarındaki yapı sayısıdır.

Yanan ve yıkılan yapılarda bu sayı, kısmen veya tamamen yanan ve yıkılan yapıların sayısını gösterir.

Yüz Ölçümü : Yapının dış duvarları içinde kalan; balkonlar hariç, bodrum ve çatı katları dahil, iskanı mümkün olan bütün katların alanları toplamıdır.

Yapı Parasal Tutarı : Kamu Kuruluşları ve diğer kuruluşlar ile yapılan toplantıda, Türkiye'de en çok kullanılan inşaat tipleri belirlenmiş, bu inşaat tiplerinde kullanılan malzeme ve işçilik oranları tespit edilmiştir. Belli sürelerde D.İ.E'nin bölge ve istatistik müdürlüklerince derlenen malzeme fiyatları ve işçilik ücretlerine göre birim fiyatları T.C. Merkez Bankası dolar kuru efektif satış fiyatları ile milyon $ cinsinden hesaplanmıştır.

Daire Sayısı: Etrafı kapalı, tavanı örtülmüş, bir aile, bir veya bir grup insanın diğer fertlerden ayrı olarak yaşamasına yarayan, doğrudan doğruya sokağa, koridora veya genel yere açılan, kendisine ait kapısı bulunan yerlerin sayısıdır.

Nüfus: Türkiye genel nüfusunun Türkiye İstatistik Kurumu tarafından açıklanan 1965-2005 yılları arasındaki yıl ortası nüfus tahminlerine ilişkin değerleridir.

5.2.2. Uygulama Sonucunda Elde Edilen Bulgular

Yapıların maliyet değeri bağımlı değişken olmak üzere, toplam bina yüzölçümü, toplam yapı miktarı, toplam daire sayısı ve Türkiye yıl ortası nüfus tahmini rakamları modele dahil edilerek sonuçlar değerlendirilmiştir.

Modelin yapısal formu ile ilgili çeşitli denemeler yapılmış, değişkenlerin logaritmik dönüşümleri ile elde edilen model sonucunda, istatistiksel olarak anlamsız sonuçlar bulunmuştur. Değişkenlerin logaritmaları alınarak çeşitli model denemeleri sonucunda en anlamlı model tahmin edilmeye çalışılmıştır. Hesaplanan modelde nüfus değişkeni pozitif çıkması beklenirken, negatif sonuç göstererek iktisadi açıdan anlamsız bulunmuştur. Ayrıca, değişkenler arasındaki korelasyonun yüksek çıktığı gözlenmiştir.

Sonuçların en anlamlı olduğu doğrusal form için karar kılınmıştır. Değişkenlerin tümü dahil edilerek oluşturulan doğrusal regresyon modeli sonucunda, yapıların değeri (TL) cinsinden, bir yıl içindeki toplam daire sayısı, yapıların bir yıl içindeki toplam yüzölçümleri ve Türkiye yıl ortası nüfus tahminleri değişkenleri ile kurulan model iktisadi açıdan anlamlı fakat t testleri sonucu anlamsız çıkmıştır. En uygun modelin belirlenebilmesi için değişkenler tek tek model dışında bırakılarak tahmin işlemi sürdürülmüştür. Bunun sonucunda, daire sayısı değişkeni modelden çıkartılarak üç bağımsız değişkenden oluşan klasik doğrusal regresyon modeli aşağıdaki şekilde tahmin edilmiştir..

Tablo 5.14.
En Küçük Kareler Yöntemi Sonuçları

Değişkenler	β	Standart Hata	t	Prob.
Sabit	-4,0302	1,8782	-2,1457	0,0385
Y	-1,1460	0,2130	-5,3808	0,0003
YO	0,0015	0,0007	2,0985	0,0427
NU	1,9235	0,4839	3,9753	0,0003

DE = -4,030 -1,1460Y + 0,0015YO + 1,9235NU

$\hat{S}_{\beta i}$: (1,8782) (0,2130) (0,0007) (0,4839)

t : -2,1457 -5,3808 2,0985 3,9753

F: 63,27

R^2: 0,8369

D.W: 1,916

Parametrelerin anlamlılığını test etmek için uygulanan t testi sonucunda her biri 0,05 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. (t_{tablo}= 2.021)

Modelin belirlilik katsayısı (R^2); 0.83 olarak bulunmuştur. Daire sayısı, yapı tutarı (değer), yüz ölçümü ve nüfus değişkenleri, yapı sayısının %83'lük kısmını açıklamaktadır.

Modelin genel olarak anlamlılığını test etmek için F testi sonucuna bakılır.

Ho:$\alpha1=\alpha2=\alpha3=0$ Model genel olarak anlamsızdır.

H_1: $\alpha1\neq \alpha2\neq \alpha3\neq0$ Model genel olarak anlamlıdır. (En az bir parametre sıfırdan farklıdır)

0.05 hata payı ve (4-1);(41-4)serbestlik dereceli F tablo değeri = 2,92

F = 63,27 > F_{tablo} Ho reddedilir.

Model genel olarak anlamlıdır. F-istatistiği sonucunda %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak regresyon denkleminin bir bütün olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Katsayıların anlamlılığı şu şekilde yorumlanabilir;

Yüzölçümü ve nüfus değişkenleri sabitken yapı sayısındaki 1 birimlik artış yapının maliyet değerini -1,146 birim azaltır. Yüzölçümü ve yapı miktarı sabitken nüfus değişkeninde 1 birimlik artış olduğunda yapının maliyet değeri 1,92 birim artar. Yapı miktarı ve nüfus değişkenleri sabitken yüzölçümü 1 birim artarsa yapının maliyet değeri 0,0015 birim artış gösterir.

Gelecekte yapı maliyet değerlerinin; yüz ölçüm ve ülke nüfusunun artışıyla artacağı, yapı miktarı artışıyla azalacağı görülmüştür.

Modele, Jarque-Bera (JB) testi uygulanarak, en küçük kareler artıklarının eğiklik ve basıklık ölçülerinin hesaplanması ile elde edilen test istatistiğinin χ^2 dağılımı ile karşılaştırılması sonucu normallik varsayımının geçerli olup olmadığı incelenir.[62]

H_0 : Hata terimleri normal dağılır,
H_1 : Hata terimleri normal dağılmaz,
Hipotezlerine bağlı olarak;

$$\mu_4 = \frac{\sum e_i^2}{n} \qquad \mu_2 = \frac{\sum e_i^3}{n} \qquad \mu_3 = \frac{\sum e_i^4}{n}$$

şeklinde hesaplanır.

$$JB = n\left[\frac{\mu_3^2}{6\mu_2^3} + \frac{\left(\frac{\mu_4}{\mu_2^2} - 3\right)^2}{24} \right] = 41*(0,110153) = 4,5162$$

[62] Selahattin Güriş, Ebru Çağlayan, **Ekonometri Temel Kavramlar**, Der Yayınları, İstanbul, 2005, s. 593

değeri bulunur. χ^2 JB= 4,5162.< χ^2_{kritik} = 7,815 olduğundan hesaplanan değer, tablo değerinden küçük olduğu için hata terimleri normal dağılır hipotezi kabul edilir.

Sabit varyans (Homoskedasite) varsayımının geçerli olup olmamasının belirlenmesinde yaygın olarak kullanılan testlerden biri White testi'dir. Testin uygulanması için kurulan model tahmin edilerek artıklar belirlenir.[63]

Sonuçlar şöyledir;
H_0 : Sabit varyans varsayımı geçerlidir.
H_1 : Sabit varyans varsayımı geçerli değildir.

Yan regresyon denklemi sonuçlarından elde edilen R^2 değeri ile örneklem büyüklüğü çarpılarak hesaplanır.

$$e_i^2 = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + b_4X_1^2 + b_5X_2^2 + b_7X_3^2 + b_8X_1X_2 + b_9X_1X + b_{10}X_2X_3$$

White testi sonucuna göre, 41* (0,2139) = 8,7699 < $\chi^2_{0,05;9}$ = 16,919
Bu durumda, H_0 hipotezi kabul edilir. Sabit varyans varsayımının geçerli olduğu sonucuna varılır.

Çoklu doğrusal bağlantının olmaması, regresyon modellerindeki bir diğer varsayımdır.

Korelasyon matrisi

	DE	**NU**	**Y**	**YO**
DE	1,000	0,766	0,256	0,580
NU	0,766	1,000	0,751	0,827
Y	0,256	0,751	1,000	0,619
YO	0,580	0,827	0,619	1,000

[63] Selahattin Güriş, Ebru Çağlayan, **Ekonometri Temel Kavramlar**, Der Yayınları, İstanbul, 2005, s. 517.

Korelasyon matrisine göre, bağımsız değişkenler arasındaki korelasyonun düşük olduğu görülmektedir. Varyans büyütme faktörü kısaca VIF (variance inflation factor) olarak adlandırılır. Bu faktör ile parametre tahminlerinin ve varyanslarının çoklu doğrusal bağlılık nedeni ile gerçek değerlerinden ne derece uzaklaştığı belirlenir. [64] VIF değerinin 5'ten büyük olması durumunda çoklu doğrusal bağlılığın önemli olduğundan sözedilebilir.

$VIF(b_i) = \dfrac{1}{1-R_i^2}$ VIF$(_Y)$= 3,846 VIF$(_{YO})$= 4,545 VIF$(_{NU})$= 1,01

Modelde, hesaplanan VIF katsayıları 5'ten küçük çıkmıştır. Bu durumda çoklu doğrusal bağlılığın olmadığına karar verilir.

Durbin–Watson (DW) Otokorelasyon denildiğinde ilk akla gelecek kadar yaygın kullanılan, hemen hemen tüm istatistik ve ekonometri paket programlarında yer alan bir testtir.[65]

Ho: Otokorelasyon yoktur.
H_1: Otokorelasyon vardır.

N=41, α =0,05 için d_l= 1,29 d_u= 1,72 tablo değerleri ile;

DW= 1,916 du < DW < 4-du 1,72 < 1,916 < 2,28 olduğundan;

Ho hipotezi kabul edilerek, otokorelasyon yoktur kararına varılmıştır.

1965-2005 yılları arasındaki yapı parasal tutarı (değeri) bağımlı değişken olmak üzere, yüzölçümü, daire sayısı, yapı miktarı ve nüfus bağımsız değişkenleri ile oluşturulan modelin varsayımları gerçekleştirdiği görülmüştür.

[64] Güriş, Çağlayan, a.g.e, s. 442.
[65] Güriş, Çağlayan, a.g.e, s. 567.

Bootstrap Yönteminin uygulanışı;

Klasik En Küçük Kareler yöntemi ile elde edilen model tahmini, bu bölümde yeniden örnekleme yöntemlerinden biri olan bootstrap yöntemi ile incelenmeye çalışılacaktır. Daha önce bahsedildiği gibi, klasik en küçük kareler yönteminin uygulanması çeşitli varsayımların gerçekleşmesi ile mümkün olmakta, varsayımların geçersiz kaldığı durumlarda olumsuz sonuçlar vermektedir. Bu nedenle, varsayımların geçerliliği ile ilgili test edilerek, olumsuz sonuçlar üzerinde düzeltme işlemleri yapılmaktadır. Bootstrap yöntemi, varsayımların varlığını gerektirmeyen ve bu varsayımların geçerli olmaması durumunda dahi asimptotik olarak iyi sonuçlar gösterebilen bir yöntemdir.

Klasik en küçük kareler yönteminde kullanılan değişkenler, bootstrap yöntemi ile incelenecektir. Parametrelerin bootstrap tahminleri ile bootstrap güven aralıkları bu yöntem ile elde edilmeye çalışılacaktır.

Bootstrap yöntemi, yeni anakütle olarak kabul edilen n büyüklüğündeki orijinal veri kümesinden iadeli çekiliş yapmak suretiyle yine n birimli örnekler türetmeyi amaçlayan bir yöntemdir. Bunun sonucu olarak da tahminlerin standart hatasını küçültmek ve daha doğru ve güvenilir tahminler elde etmeyi hedeflemektedir. 41 gözlemden oluşan hata terimlerinden yeniden örnekleme yöntemi ile örneklem hacmi aynı olmak üzere, 1000 adet bağısız bootstrap tekrarı elde edilmiştir. (B=1000). Bootstrap tekrarlarının sayısı arttıkça, güvenilir sonuçlara ulaşmak da aynı oranda artmakta ve ideal bootstrap tahminine ulaşılmaktadır.

Yöntemin uygulanmasında, S-PLUS 2000 paket programı kullanılmıştır. Paket program içinde yer alan Summary Statistics ve BCa menüleri aktif hale getirilerek verilere ait tahmin değerleri Observed (parametre değerleri), Mean (ortalama), Bias (sapma), SE (standart hata) şeklinde istatistikler elde edilmiştir. Tahmin edicilerin hangi güven aralığında olduğunun belirlenmesi ise Percentile Levels (c(0,025, 0,05, 0,95)) seçeneği ile belirlenmiştir.

Bootstrap yöntemi ile tahmin S-plus 2000 Programında aşağıdaki şekilde yapılmıştır.

```
*** Bootstrap Results ***

Call:
bootstrap(data = innu1, statistic = coef(lm(formula = de ~ yo + y  + nu , data = innu1)), B =
1000, trace = F, assign.frame1 = F, save.indices = F)

Number of Replications: 1000
```

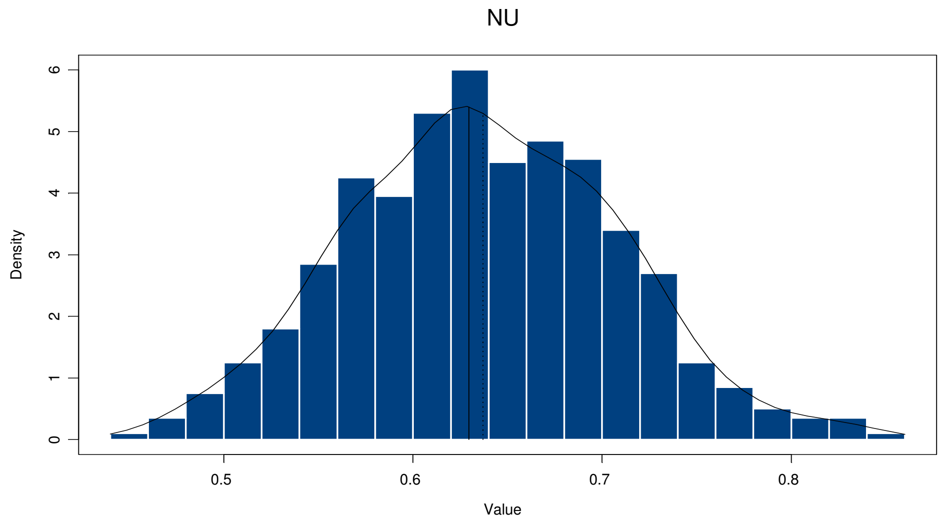
Tablo 5.15.
Bootstrap Yöntemi İle Elde Edilen Sonuçlar

Değişkenler	$\hat{\beta}^{*}_{ort}$ (Mean)	**Standart Hata** (SE)	**Sapma** (Bias)	**t**	**Güven aralığı** **YüzdelikYöntemi (%2,5-%97.5)**
Sabit	-3,662	1,6420	0,368	-2,230	(-7.257220-714.913708)
Y	-1,135	0,2123	0,0110	-5,353	(-1.563385-0.707681560)
YO	0,00162	0,00067	0,00008	2,298	(1.896311- 0.003299379)
NU	1,798	0,6021	-0,1255	2,986	(4.868038- 2.848277316)

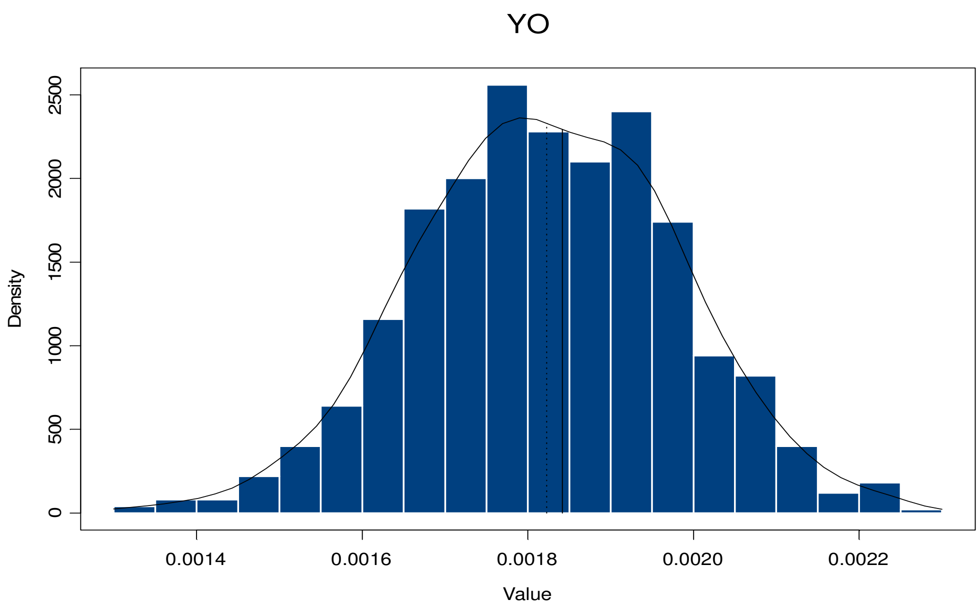
$$DE^{*} = -3,662 - 1,135Y + 0,00162YO + 1,798NU$$

Çalışmada n=41 hacimlik örneğe ait en küçük kareler regresyon modeli tahmin edildikten sonra her biri 41 hacimden oluşan 1000 tane bootstrap hata örneği oluşturulmuş, bu örneklerin hata tahmincileri hesaplanmıştır. Sonuç olarak, bootstrap ile elde edilen sonuçların parametrelerinin standart hata değerlerinin klasik en küçük kareler yöntemine göre genel olarak daha küçük sonuçlar verdiği, t değerlerinin ise daha yüksek çıktığı görülmüştür.

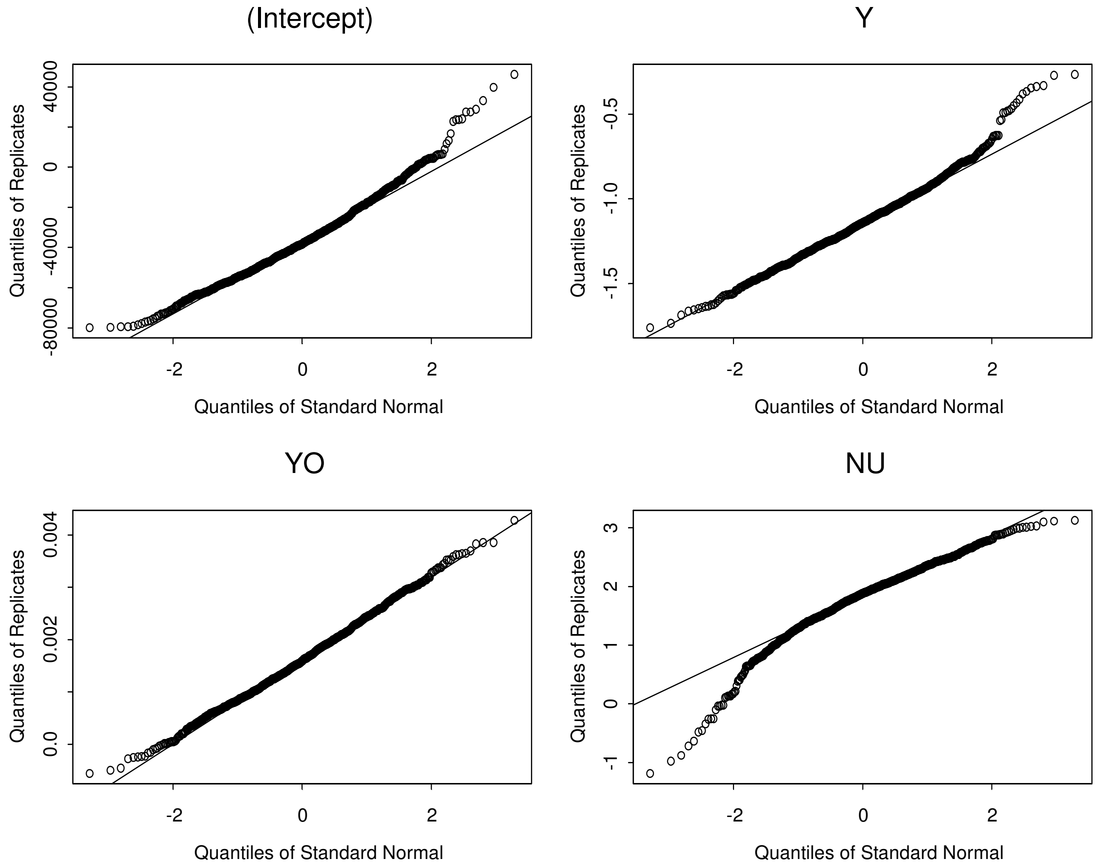
Şekil 5.1 Bootstrap yöntemi ile elde edilen Nüfus (nu) değişkenine ait histogram grafiği



Şekil 5.2. Bootstrap yöntemi ile elde edilen Yüzölçümü (yo) değişkenine ait histogram grafiği



Şekil 5.3 İnşaat sektörü ile ilgili modelde yer alan değişkenlerin Normal Q Grafiği



Yukarıdaki şekilde (şekil 5.3) bootstrap tekrarlarına ilişkin tahminlerin normale ne ölçüde yaklaştığını göstermektedir.

SONUÇ

Bootstrap yöntemi, yeni anakütle olarak kabul edilen n büyüklüğünde orijinal veri kümesinden iadeli seçim yapmak üzere n birimden oluşan örneklemler türetmeyi, oluşturulan yeni örneklemlerin tahminlerinin standart hatasını küçültmek ve bunun sonucu olarak daha güvenilir ve doğru tahminlere ulaşmayı amaçlamaktadır. Bu çalışmada yöntem kısmında verilen, en küçük kareler regresyon analizinde kullanılmak üzere iki yöntem aracılığıyla (klasik örnekleme ve Bootstrap yöntemiyle) örnekler elde edilmiş ve bunlardan hangisi ile daha etkili parametre tahminleri elde edildiği ortaya konulmaya çalışılmıştır.

1965-2005 yılları arasındaki Türkiye'de inşaat sektörüne yönelik olarak ülkemiz sınırları içindeki yapı sayısı, yapı inşaatı maliyet değerleri (TL bazında), yapılardaki kapalı alanların yüzölçümlerini kapsayan yapı kullanma izin belgelerine göre yıllık inşaat istatistikleri ve Türkiye'nin nüfusu verilerinin yer aldığı çalışmada, ilk olarak, en küçük kareler yöntemi ile regresyon modeli tahmin edilmiştir. Daha sonra yeniden örnekleme yöntemlerinden biri olan bootstrap yöntemi ile de regresyon modeli tahmin edilmiştir.

Son yıllarda çeşitli yöntemler ve yazılımların ortaya çıkışı ile istatistiksel hesaplamalarda hızlı gelişmeler kaydedilmiştir. Bu sayede, uygulamalı istatistikte daha karmaşık problemler çözülebilmekte ve detaylı araştırmalar yapılabilmektedir. Gelişen bilgisayar teknolojisine bağlı olarak yeniden örnekleme yöntemleri çeşitli istatistiksel analizlerde kullanılmaya başlanmıştır. Bu yöntemler içinde bootstrap yönteminin birçok avantajı bulunmaktadır. Yeniden örnekleme yöntemlerinin bilgisayar destekli olarak kullanımı hesaplama için gereken süreyi kısaltarak araştırıcılara büyük avantajlar sağlamaktadır. Böylece çözümü uzun zaman ve maliyet gerektiren problemlerde kolaylıklar sağlamaktadır. Bu yöntemlerin özellikleri ve birbirlerine göre üstünlüklerinin bilinmemesi bu yöntemlerin kullanımını kısıtlamıştır.

Klasik örnek sonuçları (n=41) ile yeniden örnekleme yöntemlerinden bootstrap yönteminin sonuçları (n=41) incelendiğinde, katsayı tahminleri arasında çok az fark olduğu görülmektedir. ($\hat{\beta}_0$=-4,0302, $\hat{\beta}_1$=-1,1460, $\hat{\beta}_2$=0,00154 ve $\hat{\beta}_3$=1,9235 iken bu değerler bootstrap yönteminde ($\hat{\beta}_0^*$=-3,662, $\hat{\beta}_1^*$=-1,135, $\hat{\beta}_2^*$=0,00162 ve $\hat{\beta}_3^*$=1,798 olarak hesaplanmıştır).

Bootstrap yönteminde tahmin edicilerin standart hataları (S_{β_0}=1,8782, S_{β_1}=0,2130, S_{β_2}=0,0007, S_{β_3}=0,4839 genellikle klasik örnekten elde edilen tahmin edicilerin standart hatalarından, $S_{\beta_0}{}^*$=1,6420, $S_{\beta_1}{}^*$=,0,2123, $S_{\beta_2}{}^*$=0,00067, $S_{\beta_4}{}^*$=0,6021) daha küçük bulunmuştur.

Büyük örnekler üzerinde inceleme yapmak çoğu zaman büyük işlemlere, zaman ve maliyet kaybı gibi nedenlerden dolayı tahmin edilen parametre değerleri, güncelliğini yitirerek yararsız duruma gelmesi söz konusu olacaktır. Bu nedenle ucuzluk, yararlılık ve daha çok bilgi elde etme yönünden örnek genişliğini artırarak yapılan tahmin ile daha küçük örnekten yeniden örnekleme yapılarak elde edilen tahmin arasında önemsenmeyecek kadar küçük sapmalar olmaktadır. Bu durumda büyük örnek alıp tahmin yapılmaktansa, küçük örnekler ile yeniden örnekleme yöntemlerini uygulamak suretiyle benzer sonuca ulaşılabilmektedir. Ancak büyük örnek yerine küçük örnekler kullanıldığında yeniden örnekleme yaparak parametre değerlerini tahmin etmek her zaman olumlu sonuclar vermeyebilir. Aynı örnek genişliğine sahip (n=41) örnekleme yöntemleri içinde klasik örnekleme yerine yeniden örnekleme yapmanın genellikle daha iyi sonuçlar verdiği ortaya çıkmıştır.

Sonuç olarak bootstrap yöntemi regresyon analizine göre, tahmin hatalarının daha az olması, standart sapmaların daha küçük olması nedeniyle daha kullanışlı bir yöntemdir. Üstelik daha güçlü ve güvenilir sonuçlar elde etmek için örnek hacmini arttırmak suretiyle daha çok zaman ve maliyete katlanmak gerekirken, bootstrap tekrarları sayesinde daha güvenilir sonuçlara ulaşılmaktadır. Fakat, bootstrap yönteminin her zaman güvenilir sonuçlar ortaya çıkarmayabilir. Yöntemin başarısı elde edilen verilerin yapısına ve deneysel dağılım fonksiyonunun anakütlenin dağılımını iyi yansıtmasına bağlı olarak değişmektedir..

KAYNAKÇA

Alpar Reha , **Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemlere Giriş 1**, Spor Kitabevi, Ankara, 1997.

Altaş, Dilek, **Yeniden Örnekleme Yaklaşımı Olarak Bootstrap Yöntemi ve Türkiye İthalat Modeline Uygulanması**, M.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü (Yayınlanmamış Doktora Tezi), İstanbul, 2000.

Aytaç, Mustafa, **Uygulamalı Parametrik Olmayan İstatistik Testleri**, Uludağ Üniversitesi Bsaımevi Bursa, 1991

Bağırkan , Şemsettin**, Demografinin Temelleri Türkiye'nin Demografik Yapısı Uluslar arası Demografi**, Set Yayınları, İstanbul, 2003,

Bülbül Şahamet, Altaş Dilek, **Bootstrap Yönteminin Model Seçiminde Kullanılması,** Marmara Üniversitesi, III. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Antalya, 29-30 Mayıs 1997.

Chernick Michael R., **Bootstrap Methods: A Practitioner's Guide**, Ekim 1999.

Davison A. C. And Hinkley D. V. , Bootstrap Methods and Their Application, Cambridge University Pres, 1997.

Devlet İstatistik Enstitüsü **İnşaat İstatistikleri**, Ankara, 2000, www.die.gov.tr

Efron B. and Tibrishani R., **Introduction to the Bootstrap**, Chapman & Hall , NewYork,1993.

Efron Bradley, **Censored Data and Bootstrap**, JASA, Haziran, 1981, Vol.76, N.374.

Efron Bradley, **Estimating the Error Rate of a Prediction Rule: Improvement on Cross – Validation**, JASA, Vol:78, No:382, 1983.

Efron Bradley, **The Jacknife The Bootstrap and Other Resampling Plans,Regional Confence Series in Applied Mathematics**, Philadelphia, 1982.

Fox John, , **Applied, Regression Analysis Linear Models And Related Methods**, Sage Publications: USA, 1997.

Freund J. Rudolf, Wilson J. William , **Regression Analysıs:Statistical Modeling of aResponse Variable.**

Genceli Mehmet**, Ekonometride İstatistik İlkeler,** Filiz Kitabevi, İstanbul, 1989.

Gümüş Ergin,**Türkiye'nin Nüfusu** http://www.aof.edu.tr/kitap/1oltp/2291/unite06.pdf, 2000.

Güriş Selahattin ; Bülbül Şahamet, **Olasılık**, Marmara Üniversitesi Nihat Sayar Vakfı Yayınları, İstanbul 1995

Güriş Selahattin; Ebru Çağlayan, **Ekonometri Temel Kavramlar**, Der Yayınları, İstanbul, 2005

Holmes Susan, Course Notes, Standford University, www.stat.standford.edu/~susan/scgn/issues/back/v62.pdf , 1998.

Kılıç Nurel, Ar&Ge Bülten Araştırma ve Geliştirme Müdürlüğü **İnşaat Sektöründeki Hareketlenme 2006Yılı İçiUmut Veriyor**, http://www.izto.org.tr/NRA/rdonlyes/7475BDA1-95B7-4855-B351/inşaat2006_nurel.pdf.2006

Lohr L.Sharon , **Sampling:Design and Analysis**, Arizona State University, 1999.

Mooney Christopher Z. ; Duval Robert D. , **Bootstrapping A Nonparametric Approach to Statistical Inference**, Sage Pub., London, 1993.

Mooney Christopher Z., **Bootstrap Statistical Inference;Examples anad Evaluation for Political Science**, American Journal of Political Science, Vol:40, No:2, Mayıs, 1996.

Özdamar Kazım , **Paket Programlar İle İstatistiksel Veri Analizi 1**, Kaan Kitabevi, Eskişehir, 2004.

Özkan Yılmaz , **Uygulamalı İstatistik 2** , Sakarya Kitabevi, Sakarya, 2003.

Robert Batoszynski, Bugaj Niewiadomska, **Magdelena;Probability And Statistical Inference**, John Wiley, John Wiley &Sons;Newyork, 1996.

Schenkar Nathaniel , **Qualms About Bootstrap Confidence Intervals**, JASA, Haziran , 1985.

Sen Asish , Srivastava Muni , **Regression Analysis**, Springer-Verlag, Newyork, 1990.

Shao Jun and Tu Dongsheing, **The Jacknife and Bootstrap**, Spinger-Veriag, Newyork, 1995.

S-Plus-2000 for Windws, 1999. http:/www.mathsoft.com/s-plus, Data Analysis Products Division, Mathsoft., Inc. Seattle, Washington.

Stoffor David S. ; Wall K. D., **Bootstrapping State Space Models.Gaussian Maximum Likelihood Estimation and Kalman Fitler**, JASA, Aralık 1991, Vol.56. N.416.

Şengün Meltem,"**Yeniden Örnekleme Metoduna Nonparametrik Yaklaşım**" IV. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, ,Antalya, 14-16 Mayıs 1999.

Tekman Muhittin, **Doğal Gaz Teknolojisi, Cihaz ve Sitemleri Dergisi**, Sayı,112, İstanbul, 2006.

Turanlı Münevver , Güriş Selahattin , Ayaydın Aydın, **İstatistik Temel Kavramlar Ve Uygulamalar**, İstanbul, 1993.

Topuz Derviş, **Regresyonda Yeniden Örnekleme Yöntemlerinin Karşılaştırmalı Olarak İncelenmesi**, Yüksek Lisans Tezi, Niğde, 2002.

Ünver Özkan ,Gamgam Hamza , **Uygulamalı İstatistiksel Yöntemler,** Siyasal Kitabevi, Ankara, 1992.

Walsh B., **"Resampling Methods: Randomization Tests, Jacknife and Bootstrap Estimators"** http://nitro.biosci.arizona.edu/courses/EEB596/handouts/random.pdf,2000

Zeytinoğlu Erol, **Türkiye Ekonomisi**, 5. Baskı, İstanbul, 1976

EKLER

EK 1

1.2. Yıllar ve kullanma amacına göre tamamen veya kısmen biten yeni ve ilave yapılar, 1964-1998
Completed or partially completed new buildings and additions by use of building and year, 1964-1998
[Yapı kullanma izin belgelerine göre - According to occupancy permits **]**

A. Yapı sayısı A. Number of buildings — **B. Yüzölçüm (m²)** B. Floor area (m²) — **C. Değer (bin TL.)** C. Value (thousand TL.) — **D. Daire sayısı** D. Number of dwelling units

Yıl Year		Toplam Total	Ev Houses	Apartman Apartment houses	Ticari yapılar Commercial buildings	Sınai yapılar Industrial buildings	Sıhhi ve sosyal yapılar Medical, social buildings	Kültürel yapılar Cultural buildings	Dini yapılar Religious buildings	İdari yapılar Administrative buildings	Diğer yapılar Other buildings
1964	A	10 301	5 503	1 169	2 941	142	26	28	9	34	449
	B	1 858 579	599 772	852 178	235 373	42 162	13 975	59 527	1 751	33 262	20 579
	C	511 308	128 118	260 647	63 174	15 291	3 737	23 974	499	12 680	3 188
	D	14 343	6 812	7 531	-	-	-	-	-	-	-
1965	A	19 371	10 439	2 862	4 836	252	47	77	13	67	778
	B	4 112 014	1 093 658	2 091 728	548 552	139 312	44 048	106 858	4 320	54 114	29 424
	C	1 227 904	226 178	691 686	175 738	46 598	17 260	40 809	2 306	20 830	6 499
	D	32 614	12 942	19 672	-	-	-	-	-	-	-
1966	A	22 254	11 974	3 668	5 514	293	82	95	20	63	545
	B	5 362 523	1 249 843	2 839 218	662 805	212 428	148 207	160 376	5 373	62 234	22 039
	C	1 814 833	270 782	925 704	362 956	82 485	70 764	73 047	3 383	22 028	3 684
	D	40 973	14 661	26 312	-	-	-	-	-	-	-
1967	A	29 443	18 185	5 138	5 031	414	74	61	24	81	435
	B	6 269 194	1 827 852	3 142 961	780 575	233 845	53 594	89 741	6 417	89 900	44 309
	C	1 945 852	445 910	1 049 114	250 039	87 176	22 486	36 938	2 442	41 653	10 094
	D	50 282	21 055	29 227	-	-	-	-	-	-	-
1968	A	37 669	22 375	7 888	5 952	538	111	101	19	136	549
	B	8 064 476	2 136 960	3 797 756	912 124	608 483	129 355	200 146	4 773	190 905	83 974
	C	2 647 109	543 452	1 312 384	290 265	256 568	59 282	78 241	2 066	79 736	25 115
	D	62 910	25 770	37 140	-	-	-	-	-	-	-
1969	A	39 744	24 002	8 098	6 208	525	82	79	15	85	650
	B	8 023 278	2 315 535	3 866 405	997 435	335 208	169 240	145 349	2 435	123 216	68 455
	C	2 782 598	654 597	1 414 334	349 685	116 435	89 776	66 082	713	68 922	22 054
	D	65 215	27 576	37 639	-	-	-	-	-	-	-
1970	A	42 274	26 408	8 891	5 528	566	86	73	28	70	624
	B	8 092 806	2 374 668	4 129 829	918 986	388 567	59 896	104 017	6 553	47 737	62 553
	C	3 004 575	701 983	1 678 705	348 731	155 064	27 527	51 790	2 634	19 736	18 405
	D	71 589	29 677	41 912	-	-	-	-	-	-	-
1971	A	42 442	21 974	13 484	5 718	504	60	42	23	55	582
	B	8 068 714	2 060 998	4 600 515	841 126	299 078	81 165	69 828	7 047	42 625	66 332
	C	3 308 289	646 484	2 029 871	369 793	153 081	34 948	29 996	2 352	19 588	22 176
	D	72 816	25 060	47 756	-	-	-	-	-	-	-
1972	A	52 182	26 439	17 383	6 897	631	82	52	23	56	619
	B	9 676 310	2 477 247	5 656 054	940 352	235 823	167 384	87 942	7 682	57 130	46 696
	C	4 247 806	820 844	2 643 182	423 994	100 992	161 153	45 614	3 691	32 266	16 070
	D	88 231	29 978	58 253	-	-	-	-	-	-	-
1973	A	52 560	23 951	19 241	7 522	949	78	44	20	66	689
	B	10 879 770	2 297 317	6 650 056	1 110 083	517 479	75 385	78 732	5 511	72 431	72 776
	C	5 598 105	898 596	3 607 260	578 646	320 894	47 819	57 848	3 051	52 719	31 272
	D	96 163	27 231	68 932	-	-	-	-	-	-	-
1974	A	48 068	20 309	18 763	7 440	829	49	38	11	51	578
	B	9 809 293	2 014 415	5 937 357	991 145	647 075	85 877	45 284	3 039	40 737	44 364
	C	7 318 095	1 118 258	4 788 083	740 408	489 068	81 091	40 504	2 064	33 839	24 780
	D	84 199	23 099	61 100	-	-	-	-	-	-	-
1975	A	55 314	20 767	23 355	9 517	953	58	52	13	71	528
	B	11 551 447	2 120 604	7 266 972	1 240 439	618 783	92 999	62 244	3 945	102 104	43 357
	C	11 648 000	1 640 375	7 903 959	1 129 471	595 118	130 659	68 364	3 423	144 293	32 338
	D	97 431	23 887	73 544	-	-	-	-	-	-	-
1976	A	49 550	22 290	22 851	2 911	1 114	75	48	12	72	177
	B	12 273 565	2 269 618	7 523 065	1 486 294	765 976	61 429	62 282	5 751	67 886	31 264
	C	13 306 204	1 835 039	8 700 468	1 676 407	783 349	74 114	91 491	7 506	111 449	26 381
	D	102 110	25 225	76 885	-	-	-	-	-	-	-
1977	A	58 028	22 694	31 243	2 765	804	74	36	35	95	282
	B	14 158 609	2 361 264	9 104 849	1 659 431	708 994	61 292	50 902	4 215	164 400	43 262
	C	18 818 594	2 592 324	12 583 572	2 137 142	926 558	94 943	116 719	5 501	306 898	54 937
	D	119 409	26 138	93 271	-	-	-	-	-	-	-

EK 2

1.2. Yıllar ve kullanma amacına göre tamamen veya kısmen biten yeni ve ilave yapılar, 1964-1998 (devam)
Completed or partially completed new buildings and additions by use of building and year, 1964-1998 (continued)
[Yapı kullanma izin belgelerine göre - According to occupancy permits **]**

A. Yapı sayısı — A. Number of buildings
B. Yüzölçüm (m²) — B. Floor area (m²)
C. Değer (bin TL.) — C. Value (thousand TL.)
D. Daire sayısı — D. Number of dwelling units

Yıl Year		Toplam Total	Ev Houses	Apartman Apartment houses	Ticari yapılar Commercial buildings	Sınai yapılar Industrial buildings	Sıhhi ve sosyal yapılar Medical, social buildings	Kültürel yapılar Cultural buildings	Dini yapılar Religious buildings	İdari yapılar Administrative buildings	Diğer yapılar Other buildings
1978	A	56 525	19 191	33 082	3 042	737	57	35	17	105	259
	B	14 934 109	2 112 105	9 820 566	1 905 378	716 089	57 915	59 182	4 041	192 897	65 936
	C	44 663 176	5 461 978	29 943 312	5 809 994	2 227 965	176 311	190 982	10 777	651 708	190 149
	D	120 615	22 315	98 300	-	-	-	-	-	-	-
1979	A	57 351	20 292	32 992	2 279	1 205	61	33	16	121	352
	B	15 635 864	2 296 456	10 159 524	1 956 460	839 683	68 286	88 099	4 299	134 926	88 131
	C	80 261 486	11 181 319	53 307 319	9 532 296	3 932 549	423 417	480 451	21 559	878 457	504 119
	D	124 297	23 605	100 692	-	-	-	-	-	-	-
1980	A	63 301	26 379	32 591	3 029	751	120	33	23	88	287
	B	17 385 113	3 030 020	10 900 816	2 450 344	685 531	88 843	43 057	8 005	132 068	46 429
	C	145 303 510	23 558 509	93 180 680	19 848 036	5 967 043	797 861	371 867	64 769	1 174 690	340 055
	D	139 207	30 915	108 292	-	-	-	-	-	-	-
1981	A	57 232	24 944	28 313	2 678	753	78	44	22	92	308
	B	15 469 876	2 928 611	9 211 969	2 163 971	792 490	87 890	62 911	4 863	162 076	55 095
	C	166 449 933	28 751 094	103 018 879	22 173 766	8 430 008	973 447	703 145	48 502	1 822 471	528 621
	D	118 778	29 360	89 418	-	-	-	-	-	-	-
1982	A	54 156	22 127	28 134	2 758	500	103	46	17	116	355
	B	15 945 123	2 638 649	9 521 602	2 200 113	902 430	144 604	59 932	8 487	395 237	74 069
	C	210 283 601	31 654 495	129 660 336	27 859 900	12 026 793	1 889 769	809 402	109 581	5 399 166	874 159
	D	115 986	26 076	89 910	-	-	-	-	-	-	-
1983	A	54 532	21 896	28 823	2 307	505	120	70	24	169	618
	B	15 930 263	2 669 537	9 584 882	2 265 746	676 928	183 761	121 737	7 733	255 109	164 830
	C	297 299 969	44 413 228	184 324 526	41 550 452	13 151 155	3 479 512	2 165 690	135 209	5 203 650	2 876 547
	D	113 453	25 607	87 846	-	-	-	-	-	-	-
1984	A	57 201	22 486	31 701	1 742	485	98	39	13	158	479
	B	15 882 190	2 788 997	10 078 864	1 919 696	601 491	87 663	42 470	3 959	178 756	180 294
	C	445 820 397	71 716 134	290 467 543	52 457 786	17 248 154	2 326 925	1 163 517	108 714	5 587 246	4 744 378
	D	122 580	26 598	95 982	-	-	-	-	-	-	-
1985	A	52 183	20 425	28 955	1 826	342	59	30	10	111	425
	B	15 489 192	2 506 100	9 950 590	2 024 469	486 151	60 242	54 585	8 645	192 549	205 861
	C	675 053 659	100 908 171	443 283 742	87 216 100	20 849 670	2 745 262	2 360 880	381 363	8 970 734	8 337 737
	D	118 205	24 118	94 087	-	-	-	-	-	-	-
1986	A	71 461	27 540	39 988	2 407	548	89	47	20	224	598
	B	22 297 407	3 354 928	14 706 890	2 737 011	765 636	78 942	61 143	3 877	332 112	256 868
	C	1 524 261 391	210 529 620	1 024 394 538	184 547 962	54 184 816	5 607 074	4 237 848	253 383	23 795 077	16 711 073
	D	168 597	32 195	136 402	-	-	-	-	-	-	-
1987	A	80 520	32 188	43 918	2 578	630	111	74	21	216	784
	B	26 385 592	3 899 735	17 127 358	3 312 984	1 208 450	170 935	112 931	9 124	301 060	243 015
	C	2 421 119 259	336 186 355	1 583 554 772	304 904 345	117 389 079	16 073 288	11 428 591	769 058	28 740 830	22 072 941
	D	191 109	38 281	152 828	-	-	-	-	-	-	-
1988	A	83 714	32 130	46 657	2 872	787	113	64	33	265	793
	B	28 777 442	3 934 439	18 783 394	3 671 292	1 306 636	149 630	164 832	8 713	387 229	371 277
	C	5 131 898 299	653 517 930	3 384 902 147	657 870 209	238 199 412	29 004 047	32 342 966	1 530 957	75 126 912	59 403 719
	D	205 485	37 560	167 925	-	-	-	-	-	-	-
1989	A	94 799	37 845	50 950	3 356	1 075	222	83	47	235	986
	B	35 588 105	4 500 688	23 060 267	4 875 058	1 773 151	504 407	112 088	23 548	375 781	363 117
	C	9 761 683 378	1 136 760 635	6 393 501 375	1 347 466 785	495 666 158	143 737 481	31 336 745	6 464 555	110 197 184	96 552 460
	D	250 480	43 340	207 140	-	-	-	-	-	-	-
1990	A	94 489	36 048	53 169	2 676	1 077	177	87	29	159	1 067
	B	33 169 629	4 110 786	21 581 218	4 656 375	1 708 516	260 743	222 626	9 663	245 346	374 356
	C	14 424 549 318	1 678 794 808	9 487 169 504	1 993 663 686	771 510 997	116 660 373	106 888 368	4 155 139	112 340 704	153 365 739
	D	232 018	40 185	191 833	-	-	-	-	-	-	-
1991	A	92 388	36 899	50 607	2 298	1 090	150	103	55	169	1 017
	B	32 590 638	4 286 847	21 101 759	4 204 463	1 805 789	175 064	246 457	24 013	367 787	378 459
	C	27 305 193 000	3 548 114 000	18 009 042 000	3 229 334 000	1 530 200 000	151 654 000	203 249 000	21 706 000	313 001 000	298 893 000
	D	227 570	41 262	186 308	-	-	-	-	-	-	-

EK 3

1.2. Yıllar ve kullanma amacına göre tamamen veya kısmen biten yeni ve ilave yapılar, 1964-1998 (devam)

Completed or partially completed new buildings and additions by use of building and year, 1964-1998 (continued)

[Yapı kullanma izin belgelerine göre - According to occupancy permits **]**

A. Yapı sayısı — A. Number of buildings
B. Yüzölçüm (m²) — B. Floor area (m²)
C. Değer (bin TL.) — C. Value (thousand TL.)
D. Daire sayısı — D. Number of dwelling units

Yıl Year		Toplam Total	Ev Houses	Apartman Apartment houses	Ticari yapılar Commercial buildings	Sınai yapılar Industrial buildings	Sıhhi ve sosyal yapılar Medical, social buildings	Kültürel yapılar Cultural buildings	Dini yapılar Religious buildings	İdari yapılar Administrative buildings	Diğer yapılar Other buildings
1992	A	105 293	44 307	55 783	2 487	1 282	140	92	45	153	1 004
	B	38 359 909	5 062 814	25 477 066	4 716 275	2 048 257	235 061	132 721	18 941	282 593	386 181
	C	56 522 107 000	7 210 533 000	38 429 093 000	6 312 049 000	3 056 396 000	339 612 000	195 541 000	28 801 000	434 157 000	515 925 000
	D	268 886	49 044	219 842	.	.	.	.	.	.	.
1993	A	101 712	41 469	55 225	2 479	1 101	164	85	31	144	1 014
	B	39 153 372	4 938 012	25 548 667	5 373 318	2 161 100	290 637	157 485	11 673	256 956	415 524
	C	98 971 828 000	12 290 890 000	65 583 225 000	12 780 042 000	5 449 901 000	784 796 000	416 816 000	29 156 000	687 275 000	949 727 000
	D	269 694	46 444	223 250	.	.	.	.	.	.	.
1994	A	99 993	42 945	52 524	2 257	937	171	99	38	103	919
	B	37 054 113	5 108 723	23 014 355	5 722 169	1 845 823	394 586	302 097	13 170	211 982	441 208
	C	183 159 221 000	24 020 563 000	116 320 460 000	26 213 201 000	9 743 691 000	1 966 513 000	1 633 900 000	66 246 000	1 096 741 000	2 097 906 000
	D	245 610	47 715	197 895	.	.	.	.	.	.	.
1995	A	96 661	39 512	52 036	2 599	1 208	160	86	33	91	936
	B	37 509 886	4 664 209	24 204 604	5 072 920	2 579 224	212 934	167 027	16 684	177 151	415 133
	C	330 304 980 000	40 698 680 000	214 590 740 000	42 200 325 000	24 139 489 000	1 935 771 000	1 558 523 000	139 007 000	1 496 772 000	3 545 673 000
	D	248 946	44 171	204 775	.	.	.	.	.	.	.
1996	A	104 776	42 883	58 374	2 822	1 303	231	106	53	97	907
	B	41 764 477	5 266 939	26 291 940	6 340 233	2 699 996	373 791	233 765	40 767	133 022	384 024
	C	659 075 144 000	83 438 462 000	417 694 419 000	94 339 388 000	44 954 650 000	6 291 690 000	3 837 794 000	627 687 000	2 130 508 000	5 760 546 000
	D	267 306	47 553	219 753	.	.	.	.	.	.	.
1997	A	106 406	44 893	55 553	3 150	1 502	225	86	35	93	869
	B	45 166 855	5 690 252	27 717 422	6 942 356	3 715 514	277 886	250 156	13 188	135 493	424 588
	C	1 378 973 558 000	171 195 825 000	858 979 689 000	199 862 741 000	114 870 908 000	8 313 629 000	8 114 332 000	410 656 000	4 154 396 000	13 071 402 000
	D	277 056	50 126	226 930	.	.	.	.	.	.	.
1998	A	91 816	34 641	52 129	2 192	1 614	295	111	34	91	709
	B	42 166 845	4 719 167	25 020 772	6 540 851	4 428 688	539 404	293 156	19 177	198 826	406 804
	C	2 254 934 012 000	244 192 361 000	1 361 482 482 000	330 967 506 000	238 999 576 000	30 436 492 000	16 060 132 000	970 133 000	10 819 646 000	21 005 684 000
	D	238 958	38 886	200 072	.	.	.	.	.	.	.

EK 4

1998 - 1999 YILLARI İLK ÜÇ AYINDA YAPI RUHSATLARI ve YAPI KULLANMA İZİN BELGELERİNE GÖRE KULLANMA AMAÇLARI ve % DEĞİŞİMLERİ

A . Yapı sayısı　　B. Yüzölçümü (m²)　　C . Değer (milyon TL.)　　D . Daire sayısı

Kullanma amacı		Yapı Ruhsatı			Yapı Kullanma İzin Belgesi		
		1998	1999	Değişim %	1998	1999	Değişim %
Genel Toplam	A	**17 743**	**17 357**	**-2.2**	**11 587**	**16 218**	**40.0**
	B	**12 427 665**	**12 152 690**	**-2.2**	**6 140 154**	**7 747 852**	**26.2**
	C	**537 610 118**	**816 151 641**	**51.8**	**260 501 493**	**529 364 334**	**103.2**
	D	**67 440**	**62 813**	**-6.9**	**31 202**	**43 042**	**37.9**
Ev	A	8 687	8 320	-4.2	3 941	7 332	86.0
	B	1 451 736	1 395 911	-3.8	565 866	904 286	59.8
	C	61 591 975	92 755 120	50.6	23 308 222	59 759 618	156.4
	D	11 089	10 514	-5.2	4 336	7 930	82.9
Apartman	A	7 326	7 259	-0.9	6 779	8 119	19.8
	B	7 145 914	6 590 734	-7.8	3 439 981	4 558 220	32.5
	C	314 251 782	447 330 685	42.3	149 225 541	315 866 491	111.7
	D	56 351	52 299	-7.2	26 866	35 112	30.7
Ticari yapılar	A	827	910	10.0	395	338	-14.4
	B	2 038 178	1 975 410	-3.1	1 238 070	1 097 957	-11.3
	C	86 264 708	130 265 442	51.0	49 893 242	69 481 221	39.3
Sınai yapılar	A	413	274	-33.7	276	229	-17.0
	B	1 287 169	931 516	-27.6	669 589	959 192	43.3
	C	53 827 386	61 740 316	14.7	28 485 822	68 926 596	142.0
Sıhhi, sosyal ve kültürel yapılar	A	127	187	47.2	57	58	1.8
	B	194 572	660 218	239.3	130 049	103 804	-20.2
	C	8 444 620	43 944 113	420.4	5 652 786	6 992 959	23.7
Diğer yapılar	A	363	407	12.1	139	142	2.2
	B	310 096	598 901	93.1	96 599	124 393	28.8
	C	13 229 647	40 115 965	203.2	3 935 880	8 337 449	111.8

EK 5

YAPI RUHSATLARI ve YAPI KULLANMA İZİN BELGELERİNE GÖRE KULLANMA AMAÇLARI ve % DEĞİŞİMLERİ, 2000-2001

A . Yapı sayısı **B. Yüzölçümü (m²)** **C . Değer (milyon TL.)** **D . Daire sayısı**

Kullanma amacı		Yapı Ruhsatı 2000	Yapı Ruhsatı 2001	Yapı Ruhsatı Değişim %	Yapı Kullanma İzin Belgesi 2000	Yapı Kullanma İzin Belgesi 2001	Yapı Kullanma İzin Belgesi Değişim %
Genel Toplam	**A**	**79 140**	**76 145**	**-3,8**	**90 849**	**84 531**	**-7,0**
	B	**61 694 941**	**56 046 293**	**-9,2**	**42 462 925**	**39 229 215**	**-7,6**
	C	**7 141 019 688**	**10 264 358 255**	**43,7**	**4 879 976 504**	**7 227 791 695**	**48,1**
	D	**315 162**	**276 526**	**-12,3**	**245 155**	**238 513**	**-2,7**
Ev	A	40 074	39 181	-2,2	36 184	37 469	3,6
	B	7 860 323	8 087 564	2,9	4 748 079	5 065 471	6,7
	C	884 353 259	1 431 453 550	61,9	533 783 108	884 372 826	65,7
	D	51 621	51 262	-0,7	40 415	41 629	3,0
Apartman	A	30 218	28 319	-6,3	50 095	42 561	-15,0
	B	37 491 801	31 778 645	-15,2	26 617 844	25 002 438	-6,1
	C	4 423 711 611	5 915 906 075	33,7	3 128 983 890	4 719 711 223	50,8
	D	263 541	225 264	-14,5	204 740	196 884	-3,8
Ticari yapılar	A	4 146	4 118	-0,7	2 120	2 057	-3,0
	B	9 030 437	7 130 352	-21,0	6 123 379	4 753 405	-22,4
	C	994 886 270	1 229 981 122	23,6	657 205 902	803 484 945	22,3
Sınai yapılar	A	1 896	1 767	-6,8	1 328	1 142	-14,0
	B	3 777 353	5 538 114	46,6	3 472 715	2 544 460	-26,7
	C	434 624 647	1 038 395 156	138,9	390 553 383	471 109 850	20,6
Sıhhi, sosyal yapılar	A	396	459	15,9	286	295	3,1
	B	837 964	804 960	-3,9	457 963	417 841	-8,8
	C	94 448 058	149 614 742	58,4	52 237 989	78 954 043	51,1
Kültürel yapılar	A	481	466	-3,1	133	191	43,6
	B	1 418 783	1 503 974	6,0	385 997	699 770	81,3
	C	165 161 121	282 621 667	71,1	43 311 738	134 697 414	211,0
Dini yapılar	A	82	108	31,7	35	31	-11,4
	B	59 738	87 447	46,4	24 632	25 091	1,9
	C	6 801 601	15 989 934	135,1	2 739 959	4 332 577	58,1
İdari yapılar	A	202	283	40,1	100	128	28,0
	B	494 261	563 078	13,9	186 985	286 145	53,0
	C	57 130 846	103 534 064	81,2	22 010 970	50 986 983	131,6
Diğer yapılar	A	1 645	1 444	-12,2	568	657	15,7
	B	724 281	552 159	-23,8	445 331	434 594	-2,4
	C	79 902 275	96 861 945	21,2	49 149 565	80 141 834	63,1