

**T.C.**  
**DİCLE ÜNİVERSİTESİ**  
**Fen Bilimleri Enstitüsü**

**İSTATİSTİKSEL ÇALIŞMALARDA PROBİT ANALİZİ VE UYGULAMA**  
**ALANLARI**

**Aykut ALP**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ**  
**(MATEMATİK ANABİLİM DALI)**

**DİYARBAKIR**  
**TEMMUZ – 2007**

T.C.  
DİCLE ÜNİVERSİTESİ  
Fen Bilimleri Enstitüsü

İSTATİSTİKSEL ÇALIŞMALARDA PROBİT ANALİZİ VE UYGULAMA ALANLARI

Aykut ALP

YÜKSEK LİSANS TEZİ  
(MATEMATİK ANABİLİM DALI)

DİYARBAKIR  
TEMMUZ – 2007

T.C.  
DİCLE ÜNİVERSİTESİ  
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ  
DİYARBAKIR

Aykut ALP tarafından yapılan "İstatistiksel Çalışmalarda Probit Analizi ve Uygulama Alanları" konulu bu çalışma, jürimiz tarafından MATEMATİK Anabilim Dalında YÜKSEK LİSANS tezi olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyesinin

Unvanı                      Adı Soyadı

Başkan: .....

Üye: .....

Üye: .....

Tez Savunma Tarihi: ...../...../.....

Yukarıdaki bilgilerin doğruluğunu onaylarım.

...../...../.....

Prof. Dr. Necmettin PİRİNÇÇİOĞLU  
ENSTİTÜ MÜDÜRÜ  
(MÜHÜR)

## TEŐEKKÜR

Yaptığım alıőmanın başarıyla sonuca ulaşmasında, yardımlarını esirgemeyen, yol gösteren, alıőmalarımı destekleyen, engin bilgilerinden yararlandığım saygıdeğer danışman hocalarım Prof. Dr. Sezai OĐRAŐ ve Yrd. Do. Dr. Ersin UYSAL'a sonsuz teőekkür eder, saygılarımı sunarım.

alıőmamda yürüttüğüm verilerin elde edilmesinde ilgi ve katkılarından dolayı yardımcı olan Prof. Dr. Erhan ÜNLÜ ve Do. Dr. Elif İpek SATAR'a teőekkürü bor bilirim. Yüksek lisans öğrenimim süresince beni yalnız bırakmayan, desteğini gördüğüm değerli dostum Arő. Gör. Kemal ÖZGEN'e ayrıca teőekkürlerimi sunarım.

Beni dünyaya getiren, hayat boyu desteklerini esirgemeyen, anaokulumdan bu yana eğitime verdikleri önemle maddi ve manevi destek olan annem ve babam Yurdagül ve Ali ALP'e ve de biricik kardeşim Mustafa ALP'e sonsuz sevgilerimle...

## İÇİNDEKİLER

TEŞEKKÜR .....	I
İÇİNDEKİLER.....	II
AMAC.....	V
ÖZET.....	VI
SUMMARY .....	VIII
1. GİRİŞ .....	1
1.1. Genelleştirilmiş Lineer Modeller .....	3
1.1.1. Genelleştirilmiş Lineer Modellerin Bileşenleri.....	5
1.1.1.1.Üstel Aile Dağılımları .....	5
1.1.1.2.Lineer Tahmin Edici.....	5
1.1.1.3.Link Fonksiyonları .....	6
1.2. Nitel Bağımlı Değişkenli Modeller.....	6
1.2.1. Doğrusal Olasılık Modeli .....	7
1.2.2. Logit Model.....	10
1.2.3. Probit Model.....	11
2. ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR.....	14
2.1. Yurt Dışında Yapılan Çalışmalar .....	14
2.2. Yurt İçinde Yapılan Çalışmalar .....	21
3. MATERYAL VE METOT.....	23
3.1. Probit Model .....	23
3.1.1. İki Düzeyli Probit Model Varsayımları.....	23
3.1.2. Probit Modelin Matematiksel Temelleri .....	23
3.2. Probit Modelin Parametre Kestirim Metotları .....	28
3.2.1. En Çok Olabilirlik Tahmini (Maximum Likelihood Estimation) .....	28
3.2.2. Ağırlıklı En Küçük Kareler Tekniği.....	32
3.2.3. Minimum Ki-Kare Metodu .....	34
3.2.4. İteratif Olarak Yeniden Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler Metodu .....	36
3.3. Probit Regresyon Analizinde Kullanılan Uyum İyiliği Ölçütleri .....	38

3.3.1. Uyum İyiliği Ölçütü Olarak Yapay $R^2$ Değerleri.....	38
3.3.1.1.McKelvey-Zavoina'nın Önerdiği Yapay $R^2$ Ölçütü .....	39
3.3.1.2.Aldrich-Nelson Tarafından Önerilen Yapay $R^2$ Ölçütü.....	39
3.3.1.3.McFadden Tarafından Önerilen Yapay $R^2$ Ölçütü.....	40
3.3.1.4.Achen Tarafından Önerilen Yapay $R^2$ Ölçütü .....	41
3.3.1.5.Efron'un Yapay $R^2$ Ölçütü.....	42
3.3.1.6.Veall ve Zimmerman'ın Önerdiği Yapay $R^2$ Ölçütü .....	42
3.3.1.7.Doğru Biçimde Ön Kestirilen Gözlemlerin Oranı .....	43
3.3.2. Log-Olabilirlik Oranı (Olabilirlik Oran Testi).....	44
3.3.3. Ağırlıklı Artık Kareler Toplamı Ölçütü .....	45
3.3.4. Yule'nin Q Ölçütü .....	46
3.4. Uygulamaya Yönelik Probit Model Yöntemleri.....	47
3.4.1. Tolerans Dağılımı.....	47
3.4.2. Probit Dönüşümü.....	49
3.4.3. Probit Yöntem İçin Biyolojik Araştırma Tipleri .....	53
3.4.4. Probit Yöntemin Basit Uygulamaları.....	53
3.4.5. Probit Regresyon Doğrusunun Çizilmesi.....	54
3.4.5.1.Grafik Yaklaşım .....	55
3.4.5.2.Aritmetik Yaklaşım .....	58
3.4.6. Regresyon Denklemi .....	60
3.4.7. Ortalama Öldürücü Dozun ( $LD_{50}$ ) Güven Aralıkları.....	61
3.4.8. Probit Regresyon Doğrusunun Güven Aralıkları.....	62
3.4.9. Abbott Formülü .....	63
3.4.9.1.Doğal Ölüm Parametrelerin Yaklaşık Kestirimleri.....	63
3.4.9.2.En Çok Olabilirlik Kestirimleri.....	64
3.5. Verilerin Elde Edilmesi.....	67
3.6. Verilerin Elle Hesaplama Adımları.....	68
3.7. Verilerin Bilgisayar Paket Programları Yardımıyla Hesaplama Adımları .....	68
4. BULGULAR .....	69
4.1. Grafik Yaklaşım Sonucu Elde Edilen Bulgular .....	69
4.2. Aritmetik Yaklaşım Sonucu Elde Edilen Bulgular .....	77
4.2.1. Çalışma Probitlerinin Hesaplanması .....	77

4.2.2. En Çok Olabilirlik Yöntemi ile Probit Regresyon Doğrusunun Hesaplanması .....	79
4.3. Doğal Ölümler İçin Düzenlemeler Sonucu Elde Edilen Bulgular .....	88
4.3.1. Ağırlıklandırma Katsayısının Hesaplanması.....	88
4.3.2. Doğal Ölüm Yüzdesinin Abbott Formülü ile Düzenlenmesi ve En Çok Olabilirlik Yöntemiyle Parametrelerin Bulunması .....	89
4.4. Aritmetik Yaklaşımındaki Verilerin Analizlerinin Bilgisayar Programları Yardımıyla Sonuçları .....	100
4.5. Doğal Ölümler Gözlemlenmesi Durumunda Bilgisayar Paket Programları Yardımıyla Sonuçlar .....	104
4.6. Etki Dozlarının Bulunmasında Zamana Bağlı Değişimlerin Bilgisayar Paket Programlar Yardımıyla Bulguları .....	108
5. SONUÇ VE TARTIŞMA.....	118
EKLER .....	120
1. Tablo I : Yüzdelerin Probitlere Dönüşümü .....	121
2. Tablo II : Ağırlıklandırma Katsayısı ( $w$ ) ve $x' = Q/Z$ .....	124
3. Tablo III : Maksimum ve Minimum Çalışma Probitleri ( $Y_c$ ), Aralıkları ( $1/Z$ ) ve Ağırlıklandırma Katsayıları ( $w$ ).....	142
4. Tablo IV : Çalışma Probitleri ( $Y_c$ ) .....	151
5. Tablo V : Student's ( $t$ ) Dağılımı .....	161
6. Tablo VI : Ki-Kare ( $\chi^2$ ) Dağılımı .....	162
KAYNAKLAR.....	163
TABLO LİSTESİ .....	170
ŞEKİL LİSTESİ .....	173
ÖZGEÇMİŞ .....	175

## AMAÇ

Bu çalışmada genel anlamda, probit analizinin regresyon analizindeki yeri, kullandığı olasılık dağılımı, bu dağılımın genelleştirilmiş lineer modeller içinden nasıl ortaya çıktığı, nitel bağımlı değişkenli modeller içindeki önemi, modelin matematiksel temellerinin incelenmesi, model parametrelerin bulunması yöntemleri ve uyum iyiliği ölçütleri irdelenmiştir. Bu temel başlıkların altında araştırmanın amacı olarak, uygulamaya dönük hesaplama yöntemleri incelenerek ve bulgular kısmında hazır verilerden yararlanılarak modelin verilere uygulanması yapılmıştır.

Uygulama kısmında el yordamıyla verilerin analizi yapılmış ve aynı veriler için aynı adımlar bilgisayar paket programları yardımıyla yapılmıştır. El yordamıyla hesaplamalarda modelin teorik özelliklerine de değinilmiştir. Bilgisayar paket programları ile el yordamı hesaplamaları arasındaki sonuçlar incelenmiştir. Hangi durumda el ile hesaplama, hangi durumda bilgisayar yardımı ile hesaplama yapılacağı, iki yöntemin kuvvetli ve zayıf yanlarının ortaya çıkartılması araştırmanın temel amacını oluşturmuştur.



**ÖZET****İSTATİSTİKSEL ÇALIŞMALARDA PROBİT ANALİZİ VE UYGULAMA  
ALANLARI**

Aykut ALP

Dicle Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü

Matematik Anabilim Dalı

(Yüksek Lisans Tezi)

1. Tez Danışmanı: Prof. Dr. Sezai OĞRAŞ

2. Tez Danışmanı: Yrd. Doç. Dr. Ersin UYSAL

Temmuz, 2007

Yüksek lisans tezi olarak hazırlanan bu çalışmada, uygulamaya dönük bir çalışma yapılmıştır. Birinci kısımda, konunun özünü oluşturan probit modelin, istatistik biliminde nerede yer aldığı irdelenmiştir. Probit modelin, genelleştirilmiş lineer modellerden hangi bilgiler ışığında elde edildiği anlatılmıştır. Probit modelin, nitel bağımlı değişkenli modeller içinde yer alması nedeniyle, nitel bağımlı değişkenli modellerden doğrusal olasılık modeli, logit model de genel olarak bu kısımda değerlendirilmiştir.

Daha sonraki bölümde, iki düzeyli probit modelin varsayımları ile başlanarak probit modelin matematiksel yapısı incelenmiştir. Bu bölümde probit model için parametre kestirim metotları verilmiş ve probit model varsayımları altında parametre kestirim metotlarının incelenmesi yapılmıştır. Parametre kestirim metotları olarak; ağırlıklı en küçük kareler, en çok olabirlilik, minimum ki-kare ve iteratif olarak yeniden ağırlıklandırılmış en küçük kareler metotlarından bahsedilmiş, en çok olabirlilik metodunun güçlü teorik özelliklerinden dolayı diğer metotlara göre üstün yanlarından bahsedilmiştir. Uygulamada bu metot kullanılmıştır. Bu bölümün diğer bir parçasını da, probit model için kullanılacak uyum iyiliği ölçütleri oluşturmuştur. Bu ölçütlerden yararlanılarak probit regresyon doğrusunun verilere uyumunun test edilebilirliği metotları belirtilmiştir. Uygulama kısmında, uyum iyiliği ölçütü olarak, ki-kare ( $\chi^2$ ) dağılımı gösteren, ağırlıklı artık kareler toplamı metoduyla verilerin regresyon doğrusuna uyumu test edilmiştir. Bu yaklaşımlardan sonra probit analizinin uygulamaya

yönelik adımlarına geçilmiştir. Bu adımlarda sırasıyla grafik yaklaşım, aritmetik yaklaşım ve doğal ölüm gözlenmesi durumunda düzeltme yöntemleri anlatılmıştır. Yine uygulamaya yönelik bu kısımda güven aralıklarının bulunması ve heterojenlik gösteren veriler için düzeltilmiş güven aralıklarının bulunması kısımları incelenmiştir.

Bulgular bölümünde hazır verilerden yararlanılmış, uygulamaya yönelik adımlarda belirtilen metotlar kullanılmıştır. Bu kısımda analiz edilen veriler, doz-tepki ilişkisini gösteren böcek öldürücü kimyasalın probit analizi ile incelenmesinden oluşmaktadır. Veriler uygulamaya yönelik adımlara bakılarak el yordamı ile hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlar, istatistik paket programlardan elde edilen sonuçlarla karşılaştırılmış, araştırmanın amacına göre sayısal yuvarlamadan kaynaklanan farklılıkların göz ardı edilebileceği gözlemlenmiştir. Bunun yanında probit modelin el yordamıyla ve bilgisayar paket programlarıyla hesaplanmasının avantaj ve dezavantajları tartışılmıştır.

**Anahtar Sözcükler:** probit analizi, probit dönüşümü, uyum iyiliği ölçütleri, parametre kestirim metotları, homojen veri, heterojen veri, aritmetik yaklaşım, grafik yaklaşım, doğal ölüm, doz-tepki.

**SUMMARY****PROBIT ANALYSIS AND APPLICATION FIELDS IN STATISTICAL STUDIES**

Aykut ALP

Dicle University, Graduate School of Natural and Applied Sciences, Department of Mathematics  
(Master Thesis)

1st Advisor: Prof. Dr. Sezai OĞRAŞ

2nd Advisor: Asst. Prof. Dr. Ersin UYSAL

July, 2007

This study which is prepared as a master thesis has been made as an applied research. In the first section, probit model which is constituted core of subject has been investigated for the estimation of the place in statistics science. The model of probit has been described with the knowledge which is obtained at generalized linear models (GLM). Because of probit model's inclusion in a group of qualitative dependent variable models, once again in this section, linear probability model, logit model and probit model which are qualitative dependent variable models have been evaluated generally.

In the following section, the mathematical structure of the probit model has been investigated by starting with assumptions of binary probit model. In this section for the probit model, parameter estimation methods have been given and parameter estimation methods investigation has been done by probit model assumptions. As parameter estimation methods; weighted least squares, maximum likelihood, minimum chi-square ( $\chi^2$ ), the iteratively reweighted least square methods have been discussed and, because of the maximum likelihood method's powerful characteristics, compared to the other methods powerful characteristics have been discussed. This method has been used in application. The other part of this section has constituted the goodness of fit tests for probit models. The probit regression line's goodness of fit to the data has been clarified by using these tests. At the part of application section, as a goodness of fit test, goodness of data to regression line has been tested by sum of weighted residual square method which is the chi-square ( $\chi^2$ ) distribution. After these approaches, the probit analysis steps have been described towards to application.

At these steps; graphic approach, arithmetic approach and correction methods in the natural death cases have been described respectively. Once again in this section, the part of finding confidence intervals and finding corrected confidence intervals which go towards to the application for heterogeneous data have been investigated.

In the indication section, prepared data have been utilized. The indicated methods at the results have been used. Analysed data have constituted with investigation of probit analysis which is showed dose-response relation of insecticide. Data have been calculated by handle according to the application steps. Obtained results have been compared to the statistical package programs' results. According to the aim of research, neglection differences from numerical rounding have been discussed. Furthermore, advantages and disadvantages of probit model calculation by handle and computer package programs have been discussed.

**Key Words:** probit analysis, probit transformation, goodness of fit tests, parameter estimation methods, homogeneous data, heterogeneous data, arithmetic approach, graphic approach, natural death, dose-response.

# 1. GİRİŞ

İstatistik, gözlemlerden elde edilen verilerin incelenmesinde matematiğin uygulanması ile ilgilenen bir disiplindir. Sözü edilen veriler niteliksel (kalitatif) ve niceliksel (kantitatif) olabilir. Aktüerya, Fizik, Kimya, Biyoloji, Sosyoloji, İktisat, Psikoloji, Mühendislik ve Tıp gibi tümevarımlı bilimler için gözlemsel veriler temel olduğundan, çok sayıda problemin çözümü için istatistiğin uygulanabileceği düşünülmektedir.

İstatistik, temelde matematik bilimine dayalıdır ve olasılık hesabı istatistiğin ilgi odaklarından biridir. Bu yüzden istatistikte kullanılan teknikleri anlamak ve uygulamak için bazı olasılık kavramlarını bilmek gerekmektedir.

İstatistik, olasılık hesabının temel büyümesi ise de istatistiğin geliştirilmesi ilk olasılıkçılar tarafından görmezden gelinmiştir. İstatistik 19. asrın sonlarına kadar kendi doğrultusunda bir bilim olarak düşünülmüştür. İstatistiğin ilk olarak gelişmesine Karl Pearson ve R. A. Fisher öncülük etmişlerdir. İstatistiğin geliştirilmesinde öncü olan bilim adamlarından çoğu matematikten başka biyoloji, ziraat gibi alanlardan gelmişlerdir. Matematiksel istatistik denilen istatistik kuramının büyümesi, uygulamalı istatistikte kullanılan teknik ve araçların gelişmesine paralel olmuştur. Şu an kullanılan bazı önemli teknikler bile matematikçi olmayan bilim adamları tarafından geliştirilmiştir. Bu gelişmede ilk olarak cevaba ulaşmak için yöntem geliştirmede sezgiler kullanılmış ve sonra bu yöntemler kuramsal olarak ispatlanmıştır.

Bilimsel araştırmalarda çok çeşitli sorular, araştırmanın temelini oluşturur. Enfarktüs için bir aşımın etkisini nasıl test ederiz? Binlerce kilometre uzakta küçük bir yer sarsıntısı ve atom bombası patlaması arasındaki farkı nasıl söyleyebiliriz? Tüketici fiyat indeksinde son zamanlardaki dalgalanmanın mevsimlik bir değişim yada fiyatlarda sapma olup olmadığını nasıl söyleyebiliriz? Sigara içmek, akciğer kanserine yakalanma olasılığını ne kadar arttırmaktadır? Normal kilodan daha ağır kiloya sahip olmanın, yaşamın kısa süreli olması üzerindeki etkisi nedir? Şeklindeki sorular çoğaltılabilir.

Modern istatistiksel yöntemler yukarıdaki sorulara cevap vermede yardımcı olur. Böyle sorulara cevap verebilmek için bazı verilere ihtiyaç vardır. Bu nedenle istatistik sayısal bilgilerle ilgilenir. Burada problem ile verilerin uyumu incelenir, veriler anlamlı hale getirilir ve yöntemin sonunda anlaşılabilir sonuçlar üretilir (Akdeniz, 2006).

Doğada meydana gelen birçok olay genellikle iki veya daha fazla değişkenin etkileşiminden doğmaktadır. Herhangi bir olayı açıklamak için genellikle başka bir olaydan

faydalanılır. Bazen bu açıklama süreci neden-sonuç ilişkisini de içine alan karmaşık bir dinamiğin incelenmesinde yatar. Bu dinamik sürecin incelenmesi istatistikte regresyon analizinin yardımıyla olmaktadır.

Regresyon kelime anlamıyla bağlanım demektir. Bilimsel açıdan bakılırsa bir değişkeni açıklamak için bir yada daha fazla değişken arasındaki ilişkinin araştırılması ve bu ilişkilerin biçiminin tanımlanmasıdır. Regresyonun temel amacı; bir değişkeni açıklamak için mümkün olduğunca az sayıda açıklayıcı değişken kullanmak ve açıklanmak istenilen değişkenin ise en iyi biçimde açıklanmasıdır.

Çoğu kez, bir araştırmacı yada deney yapan kimse iki yada daha çok değişken arasında bir ilişki olup olmadığını bulmak ve bu ilişkinin bir matematiksel denklemde nasıl ifade edilebileceğini göstermek isteyebilir. Bir ziraatçı, buğday verimi ve gübre miktarı arasındaki ilişkiyi; bir ekonomist, gelir düzeyi ve tüketim harcamaları arasındaki ilişkiyi; bir eğitimci, devamsızlık ve öğrenci başarısı arasındaki ilişkiyi bilmek isteyecektir. Regresyon analizi, iki yada daha çok değişken arasındaki ilişkinin fonksiyonel şeklini göstermekle kalmaz, değişkenlerden birinin değeri bilindiğinde diğeri hakkında tahmin yapmayı sağlamaktadır (Akdeniz, 2006).

Regresyon analizinde incelenecek olan veriler nitel veya nicel veriler olabilir. Araştırma verilerinden elde edilen verilerin nitel veya nicel olmasından başka bu tür değişkenlerin bağımlı veya bağımsız değişken olarak tanımlanmasına bağlı olarak çeşitli regresyon modelleri ortaya çıkmıştır.

Araştırmalarda ve deneylerde açıklanmak istenen bağımlı değişken niteliksel, bağımsız değişkenler ise nicel veya niteliksel olabilir. Bu durumların oluşması bizi özellik belirten bağımlı değişkenli modellerin kullanımına yöneltmiştir. Bağımlı değişkenin nitel olması veya herhangi bir olayı seçme durumunu gerektirmesi durumunda kullanılan modeller, doğrusal olasılık modeli, probit, logit, poisson ve tobit modeller olarak bilinmektedir. Bu modellerin ayrılmasındaki ana etken, bağımlı değişkenin farklı olasılık dağılımlarına göre oluşmasıdır (Sevüktekin, 1994).

Çok düzeyli (polychotomous) bağımlı değişkenler söz konusu olduğunda poisson ve tobit modellerin kullanılmasının uygun olduğu ifade edilmektedir (Sevüktekin, 1994). Poisson modelinde bağımlı değişkenin poisson dağılımı gösterdiği bilinmektedir. Bu model ender görülen olayların incelenmesinde kullanılmaktadır. Bağımlı değişkenin bir kısmının nitel, bir kısmının da nicel olduğu durumlarda probit, logit ve doğrusal olasılık modellerinin uygun bir yaklaşım olmadıkları düşünülmektedir. Çünkü probit, logit ve doğrusal olasılık modelleri bağımlı değişkenin nitel olduğu durumlarda çalışmaktadır. Bu durumda kısıtlı bağımlı

değişken analizi olarak bilinen tobit analizi alternatif bir yöntem olarak kullanılabilir. Tobit analizi, satın almalar, pazar dengesizlik modelleri ve işgücü (emek) arzı modelleri gibi modellerde genellikle uygulanmaktadır (Tobin, 1958). Nitel bağımlı değişkenin iki veya daha fazla düzeye sahip olması, doğrusal olasılık modelinin en küçük kareler tahmininde, hata terimlerinin normal dağılması ve eşit varyanslı olması gibi bazı varsayımların yerine gelmemesinden dolayı, alternatif olarak probit ve logit modeller önerilmektedir .

Probit ve logit modellerin genellikle iki düzeyli bağımlı değişken modellerinde uygulamaları yoğunluktadır. Hesaplama zorluğu ve özel tablolara ihtiyaç duymaması bakımından logit modelin probit modelden üstün olmasına rağmen, normal olasılık yoğunluk fonksiyonunun teoride ve uygulamada en çok kullanılan model olması, insanlar, hayvanlar ve bitkiler üzerinde yapılan deneylerin verilerinin dağılımlarının normal olasılık yoğunluk fonksiyonunu gerçekleştirdiğini kanıtlanması, hesaplamada normal kümülatif (birikimli) dağılım fonksiyonunu kullanan probit modelin, uygulamalarda tercih edildiği ortaya çıkmaktadır. Bundan başka, probit ve logit modellerinin model parametrelerinin yapay  $R^2$  değerlerinin birbirine oldukça benzer ve yakın değerler alması ve probit modelin tıp biliminde ve eğitim alanındaki araştırmalarda logit modele göre daha çok kullanılması ve tutarlı sonuçlar vermesi probit modelin üstünlüğü olarak ifade edilebilir (Finney, 1971).

Probit model uygulamaları 1950'lerden beri tıp ve sağlık bilimleri (immünoloji, radyoloji, farmakoloji, epidemioloji, toksikoloji, psikoloji, hematoloji), biyokimya gibi hayati önem taşıyan alanlarda kullanıldığı görülebilir. Literatür incelendiği zaman logit ve probit sonuçları karşılaştırıldığında probit modelin logit modele göre aynı çalışmalarda daha kesin sonuçlar ürettiği görülebilir. Probit model bu alanlar dışında, bankacılık, ekonomi, iktisat ve eğitim uygulamalarında kullanılmaktadır (Finney, 1971; Tobin, 1958).

## 1.1 Genelleştirilmiş Lineer Modeller

İstatistiksel yöntemler kullanılırken araştırılan bağımlı değişken, normal dağılım gösterdiğinde analizler lineer yollarla yapılabilir. Fakat bağımlı değişken genellikle sürekli değildir ve normal dağılım göstermez. Bağımlı değişkenin normal dağılım göstermediği durumlarda, iki düzeyli (binary) yada daha fazla düzeyli (polychotomous), sınıflandırılmış (nominal) yada sıralı (ordinal) nitel bir değişken olduğunda bir çok varsayımın yerine gelmemesinden dolayı lineer modeller ile uygulanması yetersiz olmaktadır. Çünkü bağımlı değişkenin ortalaması ile bir yada daha fazla bağımsız değişken arasında lineer bir yapı

kurulamaz. Bu durumda analizlerde lineer modellerin daha geniş bir durumu olan Genelleştirilmiş Lineer Modeller (GLM) kullanılır (Agresti, 2002; Uçar, 2004).

Genelleştirilmiş lineer modellerde  $y_1, y_2, \dots, y_n$  değerleri  $n$  bağımsız gözlemdaki cevapları ifade ediyor olsunlar. Bir rasgele değişken olan  $Y_i$  değerlerinin gerçekleşme olayı olarak  $y_i$  değerleri ifade edilsin. Genel lineer modellerden bilindiği üzere  $Y_i$  değerlerinin  $\mu_i$  ortalama ve  $\sigma^2$  varyansla normal dağılım gösterdiği göz önüne alınırsa,  $Y_i$  için

$$Y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2) \quad (1.1)$$

ifadesi yazılabilir. (1.1) ifadesini daha da öteye götürmek için beklenen değer  $\mu_i$ ,  $p$  tahmin edicilerinin bir doğrusal fonksiyonu olduğunu ve bu fonksiyonun değerlerini  $x'_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$  değerlerinden aldığını yazabiliriz. Dolayısıyla  $\mu_i$  için

$$\mu_i = x'_i \beta \quad (1.2)$$

ifadesi yazılabilir. (1.2) eşitliğinde önemli olan ve tahmin edilmek istenen  $\beta$  parametresidir. Genel lineer modelleri olasılık hesabı ve modelin sistematik bileşenleri altında GLM'ye genellenebilir.

GLM'de  $Y$ , üstel aileden gelen dağılım fonksiyonu olarak biliriz. Üstel aile dağılımları geniş ölçülere sahiptir.  $Y$ 'nin beklenen değeri ise

$$E(Y) = \mu = g^{-1}(X\beta) \quad (1.3)$$

şeklinde ifade edilir. (1.3) eşitliğinde  $X\beta$  lineer tahmin edici olarak, bilinmeyen  $\beta$  parametresiyle bir kombinasyon şeklinde karşımıza çıkar.  $g$  ise link (bağlantı) fonksiyonu olarak isimlendirilir. Bu bilgiler ışığında, rasgele bileşen olan  $V$  ortalamanın bir fonksiyonu olarak şöyle ifade edilir.

$$V(Y) = V(\mu) = V(g^{-1}(X\beta)) \quad (1.4)$$



Eğer varyans üstel aile dağılımını şeklinde ise istenilen bir durum karşımıza çıkar. Fakat varyans, tahmin edilen değerlerin bir fonksiyonu şeklinde olur ise istenmeyen durum ortaya çıkar. Varyansın tahmin edilen değerlere bağımlı olmaması gerekir. (1.2) eşitliğindeki  $\beta$  parametresi tahmin edilmesi gereken bir parametredir ve genellikle en çok olabilirlik yöntemi, quasi en çok olabilirlik yöntemi veya Bayes tahmini ile bulunur (ANONYMOUS).

### 1.1.1 Genelleştirilmiş Lineer Modellerin Bileşenleri

GLM üç bileşenden oluşur.

1. Üstel aileden gelen  $f$  dağılım fonksiyonu,
2.  $\eta = X\beta$  şeklinde ifade edilen lineer tahmin edici,
3.  $E(y) = \mu = g^{-1}(\eta)$  olacak şekilde  $g$  link fonksiyonu.

#### 1.1.1.1 Üstel Aile Dağılımları

Üstel aile dağılımları,  $\theta$  ve  $\tau$  ile parametre edilmiş olasılık dağılımlarıdır. Bu yoğunluk dağılım fonksiyonları genel olarak şöyle ifade edilir.

$$f_y(y; \theta, \tau) = \exp\left(\frac{a(y)b(\theta) + c(\theta)}{h(\tau)} + d(y, \tau)\right) \quad (1.5)$$

(1.5) ifadesinde  $\tau$  dağılım parametresi olarak bilinir.  $a$ ,  $b$ ,  $c$ ,  $d$ , ve  $h$  fonksiyonları bilinen fonksiyonlardır. Her ne kadar hepsi olmasa da bir çoğu üstel ailedeki ortak fonksiyonlar olarak bilinir.

Eğer  $a$  özdeşlik fonksiyonu ise dağılım kanonik biçimdedir, eğer  $b$  özdeşlik fonksiyonu ise  $\theta$ 'ya kanonik parametre denir.

#### 1.1.1.2 Lineer Tahmin Edici

Lineer tahmin edici bağıntı fonksiyonu boyunca verilerin beklentisini anlatır.  $\eta$  (eta) sembolü ile gösterilir ve genellikle lineer tahmin ediciyi temsil eder.

$\eta$ ,  $\beta$  değerinin bilinmeyen parametrelerinin lineer kombinasyonu şeklindedir. Lineer kombinasyonun katsayıları  $X$  matrisi ile temsil edilir. Matrisin elementleri deneylerden ve modelleme işlemindeki koşullardan gelen bilinen verilerdir. Böylece  $\eta$

$$\eta = X\beta \quad (1.6)$$

şeklinde ifade edilir.

### 1.1.1.3 Link Fonksiyonları

Link fonksiyonları lineer tahmin edici ve dağılım fonksiyonları arasındaki ilişkiyi anlatır. Link fonksiyonu çok kullanılan bir fonksiyondur ve link fonksiyonun seçimi bazen keyfi olabilir. Fakat önemli olan link fonksiyonun etki alanı ile dağılım fonksiyonun aralığını eşleştirmektir (ANONYMOUS).

Aşağıdaki tabloda birçok ortak link fonksiyonu ve fonksiyonların tersinin (ortalama fonksiyonu) dağılımlarla eşleştirilmesi yapılmıştır.

Dağılım	İsim	Link Fonksiyonu	Ortalama Fonksiyonu
Normal	Özdeşlik	$X\beta = \mu$	$\mu = X\beta$
Üstel Gamma	Ters	$X\beta = \mu^{-1}$	$\mu = (X\beta)^{-1}$
Poisson	Log	$X\beta = \ln(\mu)$	$\mu = \exp(X\beta)$
Binom Çok Terimli	Logit	$X\beta = \ln\left(\frac{\mu}{1-\mu}\right)$	$\mu = \frac{\exp(X\beta)}{1 + \exp(X\beta)}$

**Tablo 1.1** : Link fonksiyonları ve dağılımlar ile eşleştirilmesi tablosu.

## 1.2 Nitel Bağımlı Değişkenli Modeller

Günümüzde uygulanan mevcut istatistiksel yöntemler kapsamında, olaylara etki eden etkenler arasındaki neden-sonuç ilişkisinin incelenmesinde regresyon analizi tercih edilen bir yöntemdir. Regresyon modellerinde kimi zaman özellik belirten değişkenlere yer verildiği gözlemlenmektedir. Model kestiriminde nitel değişkenler hem bağımsız hem de bağımlı değişkenler olarak kullanılmaktadır. Bir regresyon modelinde sadece nitel veya yapay

değişkenlere yer verildiğinde, varyans analizi (analysis of variance-ANOVA) modelleri kullanılmaktadır. Regresyon modelinin hem özellik belirten hem de ölçüm değişkeni olan açıklayıcı değişkenleri içermesi durumunda ise kovaryans analizi (analysis of covariance-ANCOVA) modellerine yer verilmektedir (Gujarati, 1988).

Özellik belirten bağımlı değişkenli modeller ise farklı bir ayrıma tutulmaktadır. Literatürde bu modellere kesikli tercih modelleri, niteliksel tepki modelleri ve kesikli bağımlı değişkenli modeller gibi isimler verilmektedir (Sevüktekin,1994). Tipleri açısından bu modeller doğrusal olasılık modeli, probit model, logit model, poisson modeli ve tobit model gibi gruplara ayrılmaktadır. Nitelikleri açısından bakıldığında, bu modeller iki düzeyli (binary), çok düzeyli (polychotomous) ve kısıtlı, sınırlı (limited) gibi ayrılmaktadırlar. Nitelikleri bakımından bu modeller şöyle özetlenebilir:

- İki düzeyli bağımlı değişkene sahip model: Modelin bağımlı değişkeni olası iki sonuçtan hangisinin meydana geldiğine bağlı olarak 1 veya 0 değerini alır.
- Çok düzeyli bağımlı değişkene sahip model: Bağımlı değişken çok sayıdaki olası sonuçtan hangisinin ortaya çıktığına bağlı olarak değer alır.
- Kısıtlı bağımlı değişkene sahip model: Yukarıda belirtilen iki özel durumu kapsayan daha genel bir durumdur. Örneğin bir ölçüm değişkeni olan bağımlı değişken, bir alt veya üst, veya hem alt hem de üst sınırla sınırlandırılabilir.  $Y_i > 1, Y_i < 0, 0 \leq Y_i \leq 1$  olması gibi (İşyar, 1994).

### 1.2.1 Doğrusal Olasılık Modeli

Olasılık modelleri, bağımlı değişkenin olasılık fonksiyonunu belirler. Bu modellerin regresyon modellerinden farklılığı rasgele değişimle ilgilidir. Regresyon modellerinde eşitliğin sağındaki kısım, bağımlı değişkenin beklenen değerine dayanır. Olasılık modelinde, rassal değişim temel bir olaydır ve modelin yapısında olasılık mekanizması bulunmaktadır. Olasılık modelleri birer regresyondur (Akın, 1995).

$$E(y) = 0[1 - F(x'\beta)] + 1[F(x'\beta)] = F(x'\beta) \quad (1.7)$$

Burada ifade edilen

$$P(Y_i = 1) = F(x'\beta) \quad (1.8)$$

$$P(Y_i = 0) = 1 - F(x'\beta) \quad (1.9)$$

şeklindedir.

$$E(y) = F(x'\beta) \quad (1.10)$$

olduğu sürece

$$y = E(y) + [y - E(y)] = x'\beta + \varepsilon \quad (1.11)$$

olur (Akın, 1995).

Çoklu doğrusal regresyon modelinin yapısı

$$y_i = x_{i1}\beta_1 + x_{i2}\beta_2 + \dots + x_{ik}\beta_k, \quad i=1,2,\dots,N \text{ ve } j=1,2,\dots,k \quad (1.12)$$

ile ifade edilmektedir.  $N$  gözleme sahip  $k$  sayıdaki  $x$  değişkeni için  $x$ ,  $k \times 1$  boyutlu sütun vektörü,  $X$ ,  $N \times k$  boyutlu veri matrisi olsun. Genellikle  $X$  matrisinin birinci sütunu birler sütunu olarak alındığından, model denklemde  $\beta_1$  sabit terimdir. Sonuç olarak,  $\beta$ ,  $k \times 1$  boyutlu parametre vektörü;  $\varepsilon$ ,  $N \times k$  boyutlu hata terimleri vektörü ve  $y$ ,  $N \times 1$  boyutlu olduğunda çoklu doğrusal regresyon modeli

$$y = x_1\beta_1 + x_2\beta_2 + \dots + x_k\beta_k + \varepsilon \quad (1.13)$$

şeklinde veya matris gösterimiyle,

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1.14)$$

olarak, iç çarpımlar yardımıyla da

$$y = x'\beta + \varepsilon \quad (1.15)$$

biçiminde yazılabilir (Greene, 1993). (1.15) eşitliğindeki modele olasılık modeli denmesinin sebebi,  $Y_i$  değerlerinin,  $X_i$  için koşullu beklenen değerinin;  $Y_i$  değerlerinin  $X_i$  için koşullu olasılığına eşit olmasındandır. Başka bir deyişle

$$E[Y_i | X_i] = P(Y_i = 1 | X_i = x) = x'\beta \quad (1.16)$$

olmasıdır.

Bağımlı değişkenin 0 ile 1 değerini alması durumunda  $E[Y_i | X_i]$  değerinin sınırları 0 ile 1 olacaktır (olasılık 0 ile 1 arasında olduğundan bu sınırlama daima geçerlidir,  $0 \leq E[Y_i | X_i] \leq 1$ ).

$Y_i = 1$  olma olasılığı  $\pi_i$ ,

$Y_i = 0$  olma olasılığı  $1 - \pi_i$

olması durumunda, beklenen değer tanımına göre,

$$E(Y_i) = 0(1 - \pi_i) + 1(\pi_i) \quad (1.17)$$

$$E(Y_i) = \pi_i \quad (1.18)$$

olacaktır ve sonuçta

$$E(Y_i | X_i) = x'\beta = \pi_i \quad (1.19)$$

elde edilecektir. (1.19) sonucu, (1.15) modelinin koşullu beklenen değerinin,  $Y_i$  değerinin koşullu olasılığı olarak belirtilebilir (Gujarati, 1988).

(1.19) eşitliğindeki doğrusal olasılık modelinin kestirimini, sıradan en küçük karelerle yapılması mümkün olmasına rağmen bazı varsayımların bozulduğu durumlar meydana gelebilmektedir.

### 1.2.2 Logit Model

Bağımlı değişkenin ( $Y_i$ ) alabileceği değerlerin 0 ile 1 arasında olmasını sağlamak için bağımsız ve bağımlı değişken arasındaki ilişkiyi eğrisel olarak veren modellerden biri logit modeldir. Bu model lojistik dağılım fonksiyonunu kullanır ve bu fonksiyon

$$\pi_i = E(Y_i = 1 | X_i) = \frac{1}{1 + e^{-x'\beta}} \quad (1.20)$$

şeklinindedir. Burada  $e$  ( $\cong 2,718$ ) doğal logaritma tabanıdır.

(1.20) eşitliliğindeki fonksiyonu aşağıdaki gibi yazabiliriz (Gujarati, 1988).

$$\pi_i = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} \quad (1.21)$$

Burada,  $Z_i = x'\beta$  şeklinde ifade edilir.

$Z_i$  değerlerinin  $-\infty$  ile  $+\infty$ ,  $\pi_i$  değerlerinin ise 0 ile 1 arasında olduğu bilinmektedir.  $\pi_i$  ile  $Z_i$  (dolayısıyla da  $X_i$ ) arasında doğrusal olmayan bir ilişkiye sahip olduğu gözlenmektedir. Burada  $\pi_i$  sadece  $X_i$  değerlerine değil,  $\beta$  değerleriyle de eğrisel bir ilişkiye sahiptir. Bu nedenle bilinen en küçük kareler tekniği modelin kestirimi için uygun değildir.

Eğer  $\pi_i$ , (1.21) eşitliğindeki gibi bir olayın meydana gelme olasılığı ise  $1 - \pi_i$  olayın meydana gelmeme olasılığıdır ve

$$1 - \pi_i = \frac{1}{1 + e^{Z_i}} \quad (1.22)$$

şeklinde ifade edilir.

Buradan,

$$\frac{\pi_i}{1-\pi_i} = \frac{1+e^{Z_i}}{1+e^{-Z_i}} = e^{Z_i} \quad (1.23)$$

yazılabilir (Gujarati, 1988).

$\pi_i/(1-\pi_i)$  oranına, bir olayın meydana gelme olasılığının, meydana gelmeme olasılığına oranı veya odds ratio (odds oranı) adı verilmektedir (Akın, 1995). Bu oranın doğal logaritması alınırsa

$$\begin{aligned} L_i &= \ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right) = Z_i \\ &= x'\beta \end{aligned} \quad (1.24)$$

elde edilir. Burada  $L$ , odds oranının logaritmasıdır ve  $L$  değerine logit adı verilmektedir. Elde edilen modele de logit regresyon modeli denilmektedir.  $\pi_i$ , 0 ile 1 arasında değer alırken logit  $L$ ,  $-\infty$  ile  $+\infty$  arasında değerler almaktadır (Agresti, 2002).

$L$  değerinin, hem bağımsız değişkenlerle hem de  $\beta$  parametreleriyle doğrusal bir ilişki olmasına rağmen olasılıklarla arasında böyle bir doğrusal ilişki (olasılık dağılımı gereği) söz konusu değildir. Bu durum olasılıkların bağımsız değişkenlerle doğrusal olarak değişim gösterdiği doğrusal olasılık modeline benzemektedir (Gujarati, 1988).

### 1.2.3 Probit Model

Biyolojik araştırmalardan ve diğer bilimlerden elde edilen verilerin normal dağılımının kanıtlanması 1950'li yıllardan beri probit analizinin kullanımını arttırmıştır. Bağımlı değişkenlerin, özellik belirten bağımlı değişken (iki veya daha fazla düzeyli) olmaları ve normal dağılımı durumlarında probit modele ihtiyaç duyulmaktadır.

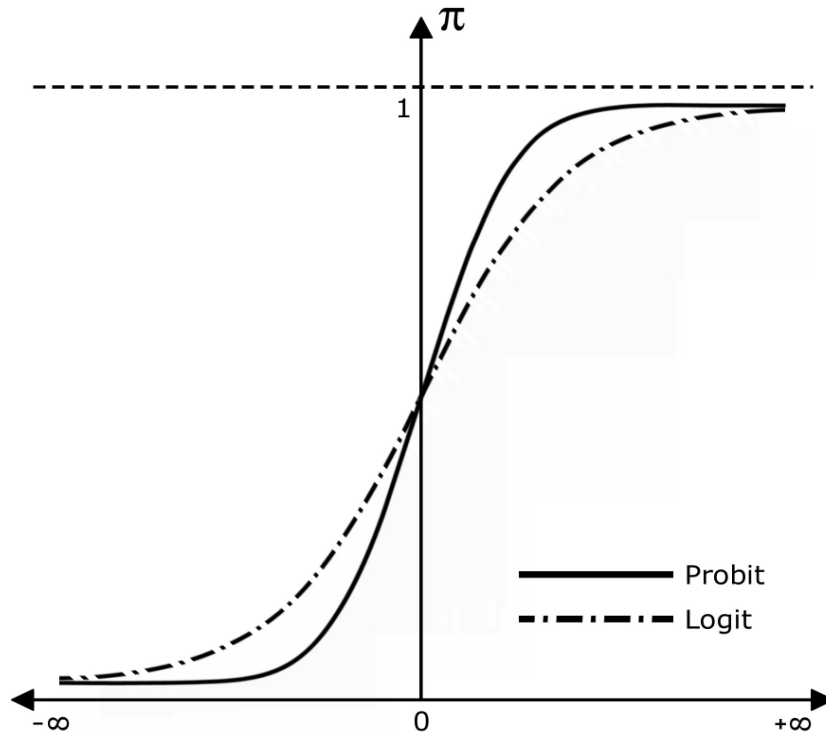
Probit model, birikimli normal dağılım fonksiyonunu kullanır. Bağımlı değişkenin iki düzeyli olma durumunda kullanılan diğer bir model de probit modelidir (Gujarati, 1988).

$$F(Z) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{z_0} e^{-\frac{1}{2}\frac{(Z-\mu_z)^2}{\sigma^2}} dZ \quad (1.25)$$

(1.25) fonksiyonu birikimli normal dağılım fonksiyonudur. Burada gösterilen  $Z_0$ ,  $Z$ 'nin belli bir değeridir.  $Z$  değişkeni  $\mu_z$  ortalama ve  $\sigma^2$  varyansla normal dağılır.

Probit model parametreleri bakımından doğrusal, olasılık bakımından doğrusal olmayan bir istatistiksel yöntemdir. İncelenen bağımlı değişken nitel, açıklayıcı bağımsız değişkenler nitel veya nicel olabilmektedir.

Probit modelin, logit modelden başlıca farkı, kullanılan dağılım fonksiyonundan kaynaklanmaktadır. Logit model lojistik birikimli dağılım fonksiyonu kullanılırken, probit model normal birikimli dağılım fonksiyonu kullanılır. Bunun nedeni probit modelde, temel bağımlı değişkenin ( $y$  bağımlı değişkeninin iki düzeyli hale getirilmemiş hali) normal dağıldığı varsayılırken, logit modelde bu değişken lojistik eğri şeklinde dağılmaktadır (Aldrich ve Nelson, 1984). Ayrıca probit modelin diğer bir önemli farkı da aynı veriler için yapılan hesaplamalarda elde edilen sonuçların logit modele göre daha tutarlı (asimptotlara daha yakın) olmasıdır. Bu fark dağılım grafiğinden de görülebilmektedir (Gujarati, 1988).



Şekil 1.1 : Probit ve logit modelin birikimli dağılım olarak karşılaştırılması.



$Y$  ikili bir cevap deęiřkeni ve  $X$  ise regresyon denkleminde katılan bir vektör olsun. O zaman probit model

$$P(Y = 1 | X = x) = \Phi(x'\beta) \quad (1.26)$$

řeklindedir. Burada  $\Phi$  standart normal birikimli daęılım fonksiyonudur.  $\beta$  ise genellikle en çok olabilirlik kestirimi (maximum likelihood estimation) ile bulunur.

## 2. ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR

### 2.1 Yurt Dışında Yapılan Çalışmalar

Probit metodun temel prensiplerinin yıllardır bilinmesine rağmen biyolojik verilerin analizinde, probit dönüşümünün yaygın bir şekilde kullanılması son yıllarda hız kazanmıştır. Probit dönüşüm, ilk olarak, 19. asrın ikinci yarısında psikofizik araştırmacıların test deneklerinin ifadelerine dayanarak elde ettikleri sonuçlardan uyarıcının büyüklüğünün tahmin edilmesi problemiyle ortaya çıkmıştır. Uyarıcıların değeri yükselirken daha büyük cevapların oranı düzenli olarak düşmektedir. Bu oranlar ile uyarıcılar arasındaki ilişki sigmoid bir eğri göstermektedir (Finney, 1964).

Müller (1879), etkinin başladığı noktanın dağılım parametrelerini belirlemek için dönüştürülmüş verileri düz bir doğruya yerleştirmeyi ve her bir noktanın  $Z^2$ 'ye bağlı bir miktar olan Müller ağırlığı ile ağırlıklandırılmasını önermiştir (Finney, 1964).

Henry (1894), standartlaştırılmış normal sapmaların kullanımı ile artan normal eğrinin, doğru bir çizgiye nasıl dönüştürüldüğünü göstermiş ve olasılık ölçümlü grafik kağıdı kullanmayı önermiştir (Finney, 1964).

Thomson, 1914 ve 1919 yıllarında özellikle parametrelerin standart hatalarının tahmin edilmesine ve verilere ait çizginin uyum iyiliğinin saptanmasına yönelik çalışmalar yapmıştır. Thomson, metodunu, ağırlıkların geçici bir çizgi için  $P$ 'nin değerlerinden değil, gözlemler için  $p$ 'nin değerlerinden alınmış olmasından başka olarak, bu günkü probit metoda çok benzer bir hale getirmiştir (Finney, 1964).

Hazen (1914) ve Whipple (1916), psikofizikçilerin çalışmalarından bağımsız olarak, ordinat ölçüleri normal olasılık dağılımına göre derecelendirilmiş grafik kağıdı kullanılmasını önermiş, bu da oranların normal sapmalarına karşılık gelen noktalarına göre yerleştirilmesini sağlamıştır. Bu kağıt üzerine çizilmiş olan normal bir sigmoid eğri, doğru bir çizgiye otomatik olarak dönüşür. Aynı zamanda dozun logaritmik bir dönüşümünün de yapılabilmesi için, kağıttaki apsis eksenine logaritmik bir ölçü konulmuştur (Finney, 1964). O'Kane (1930), böcek öldürücü test sonuçlarının çizimi için olasılık kağıdı kullanımını uygulamıştır (Gür, 1995).

Shackell (1923), zehirlilik test sonuçlarının yorumlanmasında normal integral önermiştir. Wright (1926), daha önceki çalışmalardan habersiz olarak, bazı verilerin

istatistiksel olarak ele alınışını kolaylaştırmak için normal olasılık integralinin ters fonksiyonunu kullanmıştır (Finney, 1964).

Modern probit model ilk olarak Thurstone (1927) tarafından iki düzeyli nitel bağımlı değişken için kullanılmıştır (McFadden ve Talvitie, 1997).

Gaddum (1933), her bir yüzeyi standartlaştırılmış normal sapmalara (S.N.S.) dönüştürmeyi önermiş ve S.N.S.'yi  $P$  olasılığına karşılık gelen sıfır ortalama ve birim varyanslı normal bir eğri için apsis olarak tanımlamıştır. Bir başka deyişle  $P$ , S.N.S.'ye eşit ve ondan daha az değere sahip bu normal dağılımdan bir gözlemi elde etme olasılığıdır. Bu dönüşüm şöyledir:

$$P = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{S.N.S.} e^{-1/2u^2} du \quad (2.1)$$

Gaddum, uygulanan ilaçların log dozuna karşılık gelen noktalar çizildiğinde, tutarlı bir doğruyu vermesi için çeşitli hayvanların yüzde ölümlerinin S.N.S.'sini bulmuştur. Urban ve Thomson tarafından daha önce yapılmış olan benzer bir şekilde uygun bir doğru için regresyon tekniğini kullanmıştır (Finney, 1964).

Bliss (1934), çalışmasında, % 0,01 ve % 99,99 aralığını normal sapma birilerine karşılık gelecek şekilde 10 aralığa bölmeyi önermiş ve bunlara probitler adını vermiştir. Böylece tüm aralık 0'dan 10 probite kadar değişiklik göstermiştir. Bu uygulamada % 50'ye karşılık gelen değer, 5 probittir. Bliss daha sonra (1935) Gaddum'un makalesini gördüğünde, probit kullanımında küçük bir değişiklik yapmış ve S.N.S.'yi 5 arttırarak dönüşümü

$$Y = 5 + \frac{1}{\sigma}(X - \mu) \quad (2.2)$$

şeklinde tekrar tanımlamıştır (Finney, 1964). Bliss, burada 5 eklerken, negatif çıkan S.N.S. değerlerinden kurtulmuştur (Bliss, 1934).

Cornfield ve Mantel (1950) probit modelin parametrelerinin kestirimini iteratif en çok olabilirlik metodunun kullanımını öneren ilk bilim adamlarındandır (Greene, 1984). Aitchison ve Silvey (1957) bağımlı değişkenin sıralayıcı ölçekle ölçüldüğü sıralı probit modelini geliştirmişlerdir. Ashford (1959) sıralı model üzerinde çalışmış, Gurland, Lee ve Dahm (1960) böcek öldürücü ilaçlar deneyi üzerine sıralı probit modeli uygulamış ve modeli

normal dağılımın söz konusu olmadığı dağılımlar içinde genelleştirmişlerdir (Hausman, Lo ve Mackinlay, 1992). Mantel ve Greenhouse (1967) gruplandırılmış veriler için en çok olabilirlik tekniğine benzer basit iteratif olmayan momentler metodunu incelemiştir (Greene, 1984).

Bock ve Jones (1969), Thurstone tarafından klasik modelin genelleştirilmiş hali olan çok düzeyli probit modelini, bağımlı değişkenin üç düzeyinin olması durumu için psikolojik tercihle ilgili verilere uygulamışlardır (McFadden ve Talvitie, 1997).

Amemiya iki düzeyli bağımlı değişken için iki tane minimum ki-kare kestiricisi önermiştir. Bu kestiricilerden ilki tam bilgi içeren minimum ki-kare kestiricisi, ikincisi ise kısıtlı bilgi içeren minimum ki-kare kestiricisidir (Amemiya, 1974). Finney'in tek değişkenli probit model için hesapladığı minimum ki-kare kestiricisi, Amemiya'nın kullandığı kestiricinin geliştirilmiş halidir.

Domencich ve McFadden (1975), çok düzeyli probit modelini ulaşım analizi için kullanmış. Arkalarından Hausman ve Wise (1976), yine ulaşım verileri üzerinde çalışıp ilk defa sonuçları logit ve probit modellerle karşılaştırmışlardır (McFadden ve Talvitie, 1997).

Daganzo (1977), çok düzeyli probit modele ilişkin kestirim tekniğini ile ilgili ilk gelişmeleri başlatmış, bilgisayar teknolojisinin gelişmesiyle Albright, Lerman ve Manski (1977), Hausman ve Wise'nin modeline benzer biçimde çok düzeyli probit modelinin en çok olabilirlik kestiricisini belirleyerek bilgisayar programı geliştirmişlerdir (Amemiya, 1985). Daganzo, Boutheller ve Sheffi (1977) probit modele ilişkin çok değişkenli normal integrallerini hesaplamak için basit bir analitik yaklaşım olan Clark (1961) yaklaşımını önermişlerdir. Bu yaklaşım birkaç uygulamada kullanılmış ve sonuçlarına güvenilmemiştir (Horowitz, 1991). Daha sonra Daganzo (1979) kestirilemeyen parametre probleminden kurtulmak için modeldeki gereksiz parametrelerin kontrol edilmesinden bahsetmiştir (Dansie, 1985).

Morimune iki bağımlı değişkenli iki düzeyli probit ve logit modeller arasındaki farkları göstermiştir. İki modeli karşılaştırmak amacıyla Cox tipi test istatistiğini önermiştir. Yeni test istatistiğinin asimptotik dağılımı türetilmiş ve aynı zamanda testin tutarlı olduğu gösterilmiştir. Gerçek verilere Cox tipi test uygulamadan önce, iki modele ilişkin Berkson'un minimum ki-kare kestiricileri açıklanmış ve bu kestiricilerin eksiklikleri belirtilmiştir (Morimune, 1979). Yine aynı yıl içinde Lee çalışmasında iki düzeyli iki bağımsız değişkenli analizinde probit ve logit modeller arasındaki artımda Cox tipi istatistikler önermiş, bununla beraber bu iki modelin Cox tipi istatistiklerin kullanımı için uygun olmadığını göstermiştir (Lee, 1979).

Greene bağımsız değişkenlerin çok değişkenli normal dağılması durumunda iki bağımlı değişkenli probit model için momentler tekniğini türetmiştir (Greene, 1984).

Çok düzeyli probit modelin uygulamasındaki problemlerden biri tercih olasılıklarının kestirimi için tatmin edici bir algoritmanın olmaması, daha önceleri kullanılan Clark metodunun ise kabul edilemeyecek hatalara götürmesi ve Langdon'u bağımlı değişkenlerin düzeylerinden birini seçme olasılığının kestirimlerini üreten yeni bir algoritma geliştirmeye yöneltmiştir. Geliştirilen bu algoritma, Clark yakınsamasından daha doğru sonuçlar veren ve istenmeyen sonuçlarından arınmış bir tekniktir. Bu tekniğin hesaplama zorluğunun olmasına rağmen daha yüksek doğruluk elde edilmiş olup, düzeyi beşten fazla olan bağımlı değişkenli modeller için doğruluğu oldukça önemlidir. Fakat bağımlı değişken düzeyi on beşten fazla olan modeller için tekniğin kullanımının kısıtlandığı ifade edilmiştir (Langdon, 1984).

Terza (1985) sıralı probit modelde daha önceleri deterministik yapıda bilinen eşik parametrelerinin rassal olabileceği kavramını geliştirirken, Kamakura çalışmasında bağımlı değişkenin düzeylerine ilişkin olasılıkların hesabı için birikimli çok değişkenli normal dağılımdan yararlanıp Mendell-Elston'un yaklaşımını kullanarak çok düzeyli probit modelinin kestirimini yapmıştır. Hesaplanan olasılıklardaki bu sayısal yaklaşımın doğruluğu var olan diğer yaklaşımlarla karşılaştırılmıştır (Kamakura, 1989).

Weiss çalışmasında bağımlı değişkenin düzeylerinin birindeki gözlemlerin kaybolması durumunu iki değişkenli sıralı probit modelini motosiklet kazalarındaki kafa ve boyun yaralanmalarının şiddetini azaltmada kask kullanma etkinliğinin analizini gerçekleştirmek için kullanmıştır (Weiss, 1993).

Kaplan ve Venezky okuryazarlık ve oy verme davranışını, örneklem seçimli iki değişkenli probit model ile incelemiştir (Kaplan ve Venezky, 1994).

Cannings, Montmarquette ve Mahseredjian çalışmalarında tıp fakültesine kabul edilmek için bireylerin tercih edilmesinde, bireylerde aranan sosyo-ekonomik özelliklerin neler olduğu belirlenmiş ve kabul sürecinde alternatif bir yaklaşım olarak ardışık probit model sunulmuştur (Cannings, Montmarquette ve Mahseredjian, 1994).

Das, yeni ürünlerin tüketiciler tarafından değerlendirilmesini sağlamak için Terza'nın geliştirdiği, eşik parametrelerinin rassal kabul edildiği sıralı probit modeli uygulamıştır (Das, 1995).

Çok düzeyli probit modellerin kestiriminin yapılabirliği, teorideki ilerlemeler ve bilgisayarların hesaplama gücündeki artışlardan dolayı uygulamalı araştırmacılar bağımlı değişken düzeylerine ilişkin olasılıkların benzetimi için hem Bayesci hem de klasik istatistik

tekniklerine yer vermişlerdir. Markov zinciri, Monte Carlo teknikleri ve Gibbs örneklemesi gibi Bayesci kestirim teknikleri genel bir yaklaşım sunarken, uygulamalı istatistikteki Gibbs örneklemesi uygulamaları son yıllarda hızla ilerlemiş ve tekniğin ekonometrik uygulamalar için uygun olduğu Geweke, Keane ve Runkle (1994), McCulloch ve Rossi (1994)'nin çalışmalarıyla ispatlanmıştır. Siyaset bilminde Jackman (1995), Holland ve Whitford (1995), Quinn, Martin ve Whitford (1996)'un çalışmaları bir başlangıç olmuştur. Bu gelişmelerle çok düzeyli probit modellerin seyahat tercihleri ve davranışları için uygulanabilir kılınabilmesine rağmen hala modellemede bazı kısıtlamaların mevcut olduğu ifade edilmiştir (Yai, Iwakura, Morichi, 1997).

1990'lı yılların ikinci yarısında sıralı probit modelleri için model belirleme (spesifikasyon) testlerinin (Lagrange çarpanı, bilgi matrisi ve ki-kare uyum iyiliği testi) gücü Monte Carlo deneyleriyle incelenmiş ve normallik varsayımının testi için Lagrange çarpanı testi kullanılmıştır (Weiss, 1997; Glewwe, 1997).

Butler ve Chatterjee tek değişkenli ve iki değişkenli sıralı probit modellerine ilişkin belirlenme (spesifikasyon) testlerini sunmuşlardır (Butler ve Chatterjee, 1997).

Christofides, Stengos ve Swidinsky iki bağımlı değişkenli probit modelde bağımlı değişkenlerdeki bir birimlik değişim etkilerini ele alarak, marjinal (bileşen) olasılıkların etkilerini, yalnız yaşayan annelerin işgücüne nasıl girdiklerini ve bir sağlık programına nasıl katıldıklarını değerlendirerek göstermişlerdir (Christofides, Stengos ve Swidinsky, 1997).

Herbert radyoterapi ile tümörün kontrol altına alınmasına ilişkin olasılık kestirimlerinin elde edilmesinde iki değişkenli probit modeli kullanmıştır (Herbert, 1997).

Monteduro çalışmasında İtalya'daki kadınların işgücü katılımına ilişkin teorik ve uygulamalı değerlendirmesinde işsizliğin yorumlanmasını belirli bir iş sahasında analiz etmek için iki modelin (çift Hurdle ve ardışık probit modelleri) kestirimini yapmıştır (Monteduro, 1998).

Greene, Burnett (1997)'in makalesinde sunduğu teorik açıklama için daha uygun ve uygulaması daha kolay olan bir kestirici ile alternatif bir model tanımlamıştır. Burnett çalışmasında nitel bağımlı değişkenli modellerdeki iki düzeye sahip iki bağımlı değişken için tek değişkenli probit modeli incelemiş ve modelin parametrelerinin kestirimini en küçük kareler metodunu kullanarak gerçekleştirmiştir. Greene ise iki bağımlı değişkenli probit modeli kurup, modelin parametrelerini en çok olabilirlik metodu ile kestirdikten sonra elde ettiği sonuçların Burnett'in sonuçlarından daha tutarlı olduğunu gözlemlemiştir (Greene, 1998).

Magnani, Hotchkiss, Florence ve Shafer, Fas'ta aile planlaması programının gebeliği önleyici yöntem kullanımı ve kullanma eğilimi üzerine etkilerini iki bağımlı değişkenli probit model ile panel verilerini kullanarak değerlendirmişlerdir (Magnani, Hotchkiss, Florence ve Shafer, 1998).

2000'li yıllara gelindiğinde Bayes yaklaşımına dayanan çok düzeyli probit modeli için McCulloch, Polson ve Rossi (2000) ile Nobile'in çalışmaları incelenebilir (Nobile, 2000). Aynı yıl içinde Waelbroeck çalışmasında bir sistemde değişik yapma kararı üzerine bilgi yapısının ve kaynaklarının rolünü Bayes yaklaşımıyla ardışık yapıda incelemiştir (Waelbroeck, 2000).

Devaney ve Chien çalışmalarında çalışma durumu ile emeklilik planı yapma yapmama arasındaki bağlantıyı iki bağımlı değişkenli iki düzeyli probit modelini kullanarak değerlendirmiştir (Devaney ve Chien, 2000). McCulloch, Polson ve Rossi, ekonomiyle ilgili makalelerinde, çok düzeyli probit modeli tamamıyla tanımlanmış parametrelerle Bayesci yöntemle yeni bir yaklaşımdan söz etmişlerdir (McCulloch, Polson ve Rossi, 2000). Kilby, sıralı probit yöntemi Dünya Bankasının projelerinde, denetleme ve performans analizine uygulamıştır (Kilby, 2000).

Kısmi gözlenebilirlik durumunda iki bağımlı değişkenli iki düzeyli probit modelini Orellano ve Picchetti, Brezilya iş piyasasında çalışanların bir işe devam etme veya bırakma, işverenlerin çalışanlarını işten çıkartma veya devam ettirme birleşik kararına ilişkin olasılıkları belirlemek ve kestirmek amacıyla ele almıştır (Orellano ve Picchetti, 2001). Bayo-Moriones ve Cerio, kalite kontrolünün ve yüksek performansın iş yaşamında birlikte olup olamayacağını sıralı probit model ile incelemiştir (Bayo-Moriones ve Cerio, 2001). Rashid ve arkadaşları, Birmingham Yanık Merkezine son 20 yıl içinde gelen hastalarla ilgili çalışmalarını probit yöntemle analiz etmişlerdir (Rashid ve ark., 2001).

Grimm, Candolfi ve Fisch, benzer bir çalışma ile oran-cevap ilişkisini probit analiziyle incelemiştir (Grimm, Candolfi ve Fisch, 2002). Clark ve Watling, probit tabanlı rasgele kullanıcı dengeli atama modelinin duyarlılık analizi çalışmalarıyla nakliye üzerine probit analizini uygulamışlardır (Clark ve Watling, 2002).

Caudill, basketbol turnuvalarında skoru tahmin edebilmek için probit yöntemin yordama gücünden yararlanmışır (Caudill, 2003). Yine aynı yılda benzer bir tahmin çalışmasıyla Blind ve Hipp, Almanya'da kalite standartlarının yenilikçi hizmet şirketlerindeki rolü üzerine bir tahmini, probit yöntem ile incelemiştir (Blind ve Hipp, 2003). Salzano, Iernolino ve Fabbrocino, deperem ve sismik risklerin depolama tanklarına etkisi hakkında bir araştırmada probit yöntemin kullanılabilirliği açısından değişik fikirler vermektedir (Salzano,

Iernolino ve Fabbrocino, 2003). Komulainen ve Lukkarila, 1980-2001 yılları arasındaki ekonomik krizleri, 23 finansal değişken ile probit analiziyle tahmin etmeye çalışmışlardır (Komulainen ve Lukkarila, 2003). Ai ve Norton, çalışmalarında logit ve probit model için etkileşim efektlerinin büyüklüğü ve standart hataları üzerine kestirim için yeni bir yol sunmuşlardır (Ai ve Norton, 2003).

Mensah ve Kumaranayake, Benin şehrinde sıtma hastalığının ekonomik nedenlerden kaynaklanıp kaynaklanmadığını probit analiziyle değerlendirmişlerdir (Mensah ve Kumaranayake, 2004). Verbeke, yiyeceklerle ilgili tüketici tercihini sosyo-demografik, kavramsal açıdan ve tutum bakımından probit analiziyle inceleyerek betimleyici bir çalışma yapmıştır (Verbeke, 2004). Tsuji ve Choe, çalışmalarında probit yöntemi Japon yöresel yönetim politikaları üzerinde modellemiştir (Tsuji ve Choe, 2004). Tavares, ekonomi ile ilgili çalışmasında politik değerlerin iki hipotez ile ekonomiye etkisini probit yöntem ile test etmiştir (Tavares, 2004). Lipovetsky ve Conklin, Thurstone Ölçeğinin iki cevaplı regresyon modellerine uygulanabilirliği üzerindeki çalışmalarında probit ve logit modelin bu regresyon modeliyle ilgili bağlantılarından söz etmişlerdir (Lipovetsky ve Conklin, 2004). Koop ve Poirier, Bayesci seçeneklerle yarı-parametrik regresyon teknikleri altında yaptıkları çalışmalarda bu teknikleri probit yöntemine de uygulayıp, yarı-parametrik probit tanımlamasını kullanmışlardır (Koop ve Poirier, 2004).

Neggers ve arkadaşları, çalışmalarında, psikoloji alanında probit yöntemin bulgularından yararlanmışlar (Neggers ve ark., 2005). Littell ve Girvin, çocuklarla ilgili yaptıkları araştırmada değişkenler arasındaki ilişkileri iki düzeyli probit yöntemle ortaya koymuşlardır (Littell ve Girvin, 2005). Girolami ve Rogers, çalışmalarında, değişken Bayesci çok terimli probit regresyonu Gaussian yöntemiyle açıklamışlardır. Bunu yaparken de Gibbs örneklemesinin metotlarını kullanmışlardır (Girolami ve Rogers, 2005).

Prata ve arkadaşları, AIDS ile ilgili yaptıkları çalışmalarında prezervatif kullanma ve cinsellik algısı arasındaki ilişkiyi probit analiziyle yorumlamışlardır (Prata ve ark., 2006). Ramchand, Pacula ve Iguchi, yaptıkları araştırmada madde bağımlılığı ve hukuksal durumu üç düzeyli probit yöntem ile değerlendirmişlerdir (Ramchand, Pacula ve Iguchi, 2006). Boes ve Winkelmann, makalelerinde sıralı logit ve probit modelleri ile ilgili çalışmalar yaparak, bu modellerin aslında, tekil indeks fonksiyonu ve sabit sınır seviyeleriyle birlikte gizli (latent) modelden elde edildiklerini söylemişlerdir (Boes ve Winkelmann, 2006). Huang ve arkadaşları, 1996 ile 2001 yılları arasında hastalar arasındaki araştırmalarında betimleyici amaçla probit yöntemi kullanmışlardır (Huang ve ark., 2006). Bissoondoyal-Bheenick,



Brooks ve Yip, sıralı probit modeli ekonomiyle ilgili çalışmalarında uygulamışlardır (Bissoondoyal-Bheenick, Brooks ve Yip, 2006).

Karanasiou ve arkadaşları, metaller ve bu metallerin yayılımı üzerindeki çalışmalarını probit yöntemi uygulayarak yapmışlardır (Karanasiou, 2007). Tena ve Forrest, yaptıkları araştırmada, sezon içinde futbol koçlarının işsiz kalma durumlarının, sezon içinde yaşanan olaylarla ilişkisini sıralı probit yöntem ile açıklamaya çalışmışlardır (Tena ve Forrest, 2007). Lianos, yaptığı çalışmasında beyin göçü ve nedenleriyle ilgili ilişkileri probit yöntemle incelemiştir (Lianos, 2007).

## 2.2 Yurt İçinde Yapılan Çalışmalar

1995 yılında Gür'ün çalışmasında biyolojik ve zirai araştırmalarda kullanılan probit analizinin uygulanması ve sonuçlarının yorumlanması amaçlanmıştır. Çalışmada ortaya çıkan yeni nispi değişkenler de analiz edilmiştir. Uygulamalardan elde edilen veriler el ile hesaplanmış ve hazır ölçüm tablolarından yararlanılmıştır.

1996 yılında probit analiziyle ilgili yapılan bir çalışma uygulama başlığıyla dikkat çekmektedir. Özarıcı'nın not sistemleri ile öğrencilerin başarılı olma olasılığı probit analiziyle değerlendirilmiştir. Çalışmanın verileri, "STATISTICA 4.5" paket programıyla analiz edilmiştir.

Tunalı çalışmasında göç ve tekrar göçü bağımlı kararlar olarak inceleme imkanı veren iki değişkenli bir probit model olarak panel verileri üzerinde sınınamaktadır. Deneysel çalışmada ayrıca iç göç konusunda çalışan araştırmacıların karşılaşabilecekleri bazı kestirim sonuçlarına somut çözümler önerilmektedir (Tunalı, 1997).

Aradan geçen yıllar içinde nitel bağımlı değişkenli modeller üzerine birkaç çalışma yapılmış. Fakat bu çalışmalardan probit analiziyle ilgili olan yine Özarıcı'nın, nitel bağımlı değişkenli modellerden probit analizine yönelik olmuştur. Bu çalışma da uygulamaya dönük olmuş ve veriler paket program ile hesaplanmıştır (Özarıcı, 2002). Polat ve arkadaşları, küçük balıklar üzerinde farklı seviyelerdeki kimyasal konsantrasyonların incelenmesinde probit analizini kullanmışlardır ve doz-cevap seviyesi için güven aralıklarıyla ilgili tahminlerde bulunmuşlardır (Polat ve ark., 2002).

Selvi, Gül ve Yılmaz'ın kurbağalar üzerindeki çalışması, yine doz-ölüm arasındaki ilişki üzerine olmuştur (Selvi, Gül ve Yılmaz, 2003). Pamukcu, Türk üretim firmaları üzerinde yaptığı çalışmasının sonuçlarını probit model ile değerlendirmiştir (Pamukcu, 2003).

2006 yılına gelindiğinde Tektaş'ın çalışması farklı bir çalışma olarak göze çarpmaktadır. Nitel bağımlı değişkenli model olan probit ve logit modelin parametre kestirimlerinde, "Bayesci Yaklaşım" denilen tekniği kullanmıştır. Çalışmanın içindeki uygulama kısmında parametre kestirimi MATLAB programı yardımıyla yapılmıştır. Sayım ve Kaya, ağaç kurbağaları üzerinde yaptıkları çalışmalarında probit analizini kullanarak, % 50 öldürücü doz yani  $LD50$  (lethal dose) değerini bulmuşlardır (Sayım ve Kaya, 2006). Aren, probit yöntemi, hisse senedi fiyatları üzerinde yapılan manipülasyonu ve yasal sorumluluklar arasındaki ilişkiler için kullanmıştır. Bu çalışma daha önce geliştirilen Beneish Probit Modeli (1997) kullanılarak yapılmıştır (Aren, 2006).

### 3. MATERYAL VE METOT

#### 3.1 Probit Model

Deneysel çalışmalardan elde edilen veriler özellik bakımından değişkenlik gösterebilir. Veriler niteliksel veya niceliksel olabileceği gibi bir kısmı niceliksel bir kısmı da niteliksel olabilir. Bu yüzden veri yapıları nedeniyle seçilecek istatistiksel yöntem de değişiklik gösterecektir.

Bağımlı değişkendeki veriler nitel, bağımsız değişkendeki veriler ise nitel veya niceliksel olabilir. Bağımlı değişkendeki veri niteliksel olduğunda, özellik belirten bağımlı değişkenlerin analizi kullanılacaktır. Özellik belirten bağımlı değişken verileri binom veya Bernoulli dağılımı gösterdiği zaman kullanılacak olan nitel tercih modeli probit model olacaktır.

##### 3.1.1 İki Düzeyli Probit Model Varsayımları

- $Y_i \in \{0,1\}$   $i = 1, 2, \dots, N$
- $P(Y_i = 1 | X_i) = \Phi(x' \beta)$  (birim normal birikimli dağılım fonksiyonu)
- $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$  'ler istatistiksel olarak bağımsızdırlar.
- Bütün  $X_i$  'ler arasında tam yada yaklaşık doğrusal bağımlılık yoktur (Aldrich ve Nelson, 1984).

##### 3.1.2 Probit Modelin Matematiksel Temelleri

İstatistikte probit model, GLM'de önemli bir yere sahiptir. Probit model, GLM'de link fonksiyonu kullanarak çalışır. Cevaplar, binomial sonuçlar şeklindedir ve olasılık, genellikle binom dağılımı biçiminde karşımıza çıkar.

Probit modelin bağımlı değişkeni genellikle başarı-başarısızlık, var-yok, gözlendi-gözlenmedi gibi iki düzeyli özellikleri açıklar. Probit bu açıklamayı yaparken olasılık kullanır.

O zaman bu olasılıklar matematiksel olarak ifade edilirse

$$P(Y_i = 1) = F(x'\beta) \quad (3.1)$$

$$P(Y_i = 0) = 1 - F(x'\beta) \quad (3.2)$$

şeklinde olur (Greene, 1993).

Bu denklemde ifade edilen  $\beta$  parametresi bağımsız değişkendeki değişimlerin etkisini olasılığa yansıtır. Bu etki doğrusal regresyonla ifade edilebilir.

$$E(Y) = F(x\beta) = x'\beta \quad (3.3)$$

(3.3) şeklinde ifade edilebileceğinden, regresyon model aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$y = E(y) + [y - E(y)] \quad (3.4)$$

$$y = x'\beta + \varepsilon \quad (3.5)$$

Doğrusal olasılık modelinin varsayımlarının veri yapısından kaynaklanan nedenlerle yerine gelmemesi ve (3.5) modelinden yapılan kestirimin  $[0,1]$  aralığı dışında değerler almasının engellenmesi için probit model kullanılır. Doğrusal olasılık modelinde kestirimlerin etkin ve yansız olmamasına rağmen, model için kısıtlamalı form (1 veya 0 dışındaki değerler için ön kestirim değerlerinin 1 veya 0'a eşitlenmiş durumu) kullanılarak kestirilen değerlerin 0 ile 1 arasında kalması sağlanır. Burada amaç bağımlı değişkeni bir seçim yapmanın olasılığı olarak yorumlamak olduğundan, bir olasılık fonksiyonunun kullanılması daha uygun olur. Bu yüzden bağımsız değişkenin regresyon doğrusu üzerindeki tüm gerçek değerlerini 0'dan 1'e kadar uzanan bir olasılığa dönüştürmek için gerekli dönüşümlere başvurulur. Bu dönüşüm, birikimli dağılım fonksiyonunun kullanılmasıyla yapılır. Buradan bir olasılık dağılımı elde ederiz. Bu dağılım,

$$\pi_i = F(x_i\beta) = F(I_i) \quad (3.6)$$

şeklindedir (İşyar, 1994).  $F$ , birikimli (kümülatif) dağılım fonksiyonu,  $x$  ise rassal değişken vektörüdür.

Birçok alternatif birikimli dağılım fonksiyonu arasından normal birikimli dağılım fonksiyonuna dayanan probit olasılık modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$I_i = x_i' \beta \quad (3.7)$$

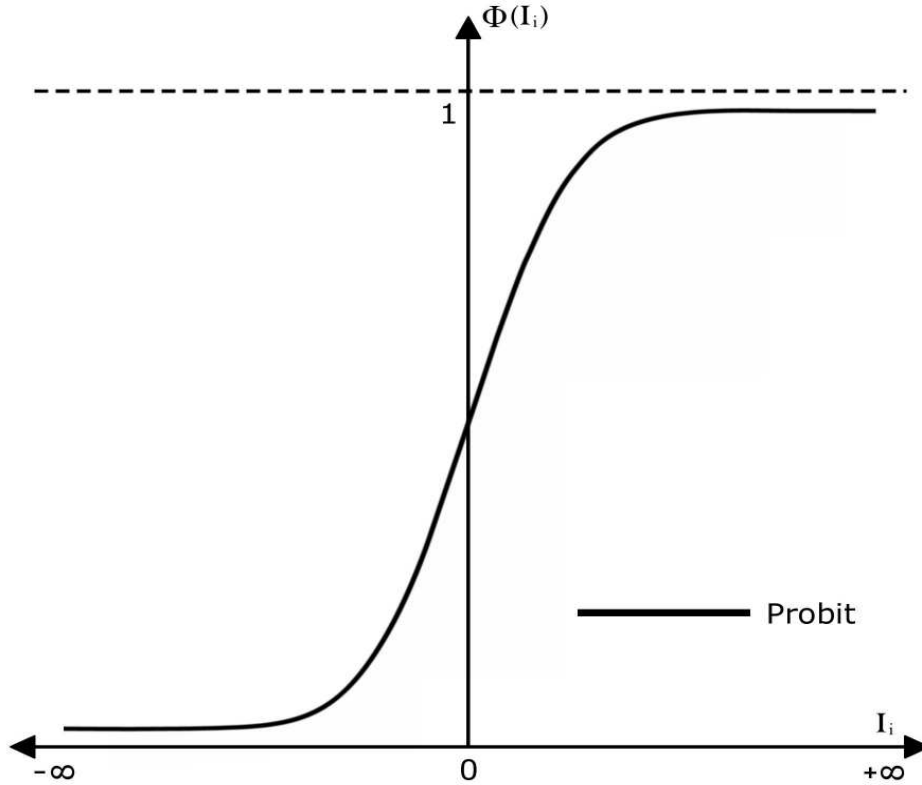
Burada  $I_i$  değerleri gerçekte ölçülmemiş bir indeks olup normal ve sürekli bir rasgele değişkenlerdir ve  $I_i$  değerleri için gözlemler mevcut değildir, ama bu indeksin küçük ve büyük değerlerine bakarak bireysel gözlemlerin hangi kategoriye ait oldukları bilinebilmektedir.

Probit analizi, gerçekten ölçülmemiş ölçek indeksi ( $I_i$ ) hakkında bilgi elde ederek (3.7) eşitliğindeki  $\beta$  parametrelerinin kestirimi için bir yaklaşım sağlamaktadır.

Her bir gözlem için  $I_i$ 'nin belli bir değerinden (kritik değer) itibaren olayın meydana gelme durumu söz konusudur. Bu değeri  $I_i^*$  ile ifade edersek  $I_i > I_i^*$  ise olay meydana gelecek,  $I_i < I_i^*$  olay meydana gelmeyecektir.  $I_i^*$  normal dağılımlı rasgele değişken varsayıldığından  $I_i < I_i^*$  olasılığı birikimli normal dağılım fonksiyonundan hesaplanabilecektir (Özarıcı, 1996). Probit model için standart normal birikimli dağılım fonksiyonu

$$\pi_i = \Phi(I_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{I_i} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz \quad (3.8)$$

olarak ifade edilebilir. Burada  $z \sim N(0,1)$ , standartlaştırılmış normal değişken ve  $\Phi$ , standart normal rasgele değişkenin birikimli dağılım fonksiyonudur (Greene, 1993). Bu fonksiyonun grafiği aşağıdaki gibidir.



Şekil 3.1 : Probit modelin birikimli dağılım olarak gösterimi.

Bir olayın ortaya çıkma olasılığını ifade eden  $\pi_i$ , 0 ve 1 arasında değer alır. Bu olasılık standart normal eğrinin  $-\infty$  ile  $I_i$  arasındaki bölgenin alanına eşit olup  $I_i$  indeksinin büyük değerleri olayın ortaya çıkma olasılığının yüksek olduğunu ifade etmektedir (İşyar, 1994).

Birikimli dağılım fonksiyonu monoton bir fonksiyondur ve fonksiyon monoton olduğu sürece tersi vardır (Akın, 1995). Probit model için bu fonksiyon monoton artandır ve probit regresyon denklemini ifade etmek için (3.8) denkleminin tersi alınmalıdır. Elde edilen fonksiyona probit fonksiyonu denir. Probit regresyon modeli matematiksel olarak

$$I_i = \Phi^{-1}(\pi_i) = x_i' \beta \quad (3.9)$$

şekillerinde ifade edilebilir.  $\Phi^{-1}$  ifadesi birikimli normal dağılım fonksiyonunun tersidir ve (3.8) eşitliğindeki birikimli normal dağılım fonksiyonunun tersi alınarak probit fonksiyonun doğrusallaştırılması sağlanır (Pindyck ve Rubinfeld, 1981). (3.9) ifadesi probit regresyon modeli olarak bilinir. Başka bir deyişle,

$$\Phi^{-1} : [0,1] \rightarrow (-\infty, +\infty) \quad (3.10)$$

$$\Phi^{-1}(p) = \sqrt{2} f^{-1}(2p-1) \quad (3.11)$$

şeklinde yazılabilir. Probit fonksiyonu, hata fonksiyonun (Gauss hata fonksiyonu) tersi olarak ifade edilebilir. (3.10) ifadesi probit fonksiyonun tanım ve değer aralığını gösterir. (3.11) ifadesi de probit fonksiyonun Gauss hata fonksiyonun tersi şeklindeki ifadesidir. Gauss hata fonksiyonu

$$f(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt \quad (3.12)$$

şeklinde ifade edilir.

Gauss hata fonksiyonu için

$$f(-x) = -f(x) \quad (3.13)$$

$$f^{-1}(x) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{c_k}{(2k+1)} \left( \frac{\sqrt{\pi}}{2} x \right)^{2k+1} \quad (3.14)$$

$$c_0 = 1 \text{ iken } c_k = \sum_{m=0}^{k-1} \frac{(c_m c_{k-1-m})}{(m+1)(2m+1)} \quad (3.15)$$

gösterimleri geçerlidir. Gauss hata fonksiyonu elemanter fonksiyonlar gibi değerlendirilemez. Taylor serisi açılımı yardımıyla hesaplanması şu şekilde yapılır (ANONYMOUS):

$$f(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-1)^n x^{2n+1}}{(2n+1)n!} = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \left( x - \frac{x^3}{3} + \frac{x^5}{10} - \frac{x^7}{42} \dots \right) \quad (3.16)$$

Şekil 3.1'den görüleceği gibi bağımsız değişken vektörü için

$$\begin{aligned}\lim_{x'\beta \rightarrow +\infty} P(Y_i = 1) &= 1 \\ \lim_{x'\beta \rightarrow -\infty} P(Y_i = 0) &= 0\end{aligned}\quad (3.17)$$

ifadeleri yazılabilir (Greene, 1993). (3.12) ifadesi birikimli dağılım fonksiyonunun genel özelliğidir ve ifade ayrıca

$$\begin{aligned}F(x) &= P(X \leq x) \\ P(X = b) &= F(b) - \lim_{x \rightarrow b^-} F(x)\end{aligned}\quad (3.18)$$

özelliğinden de kolayca görülebilir.

### 3.2 Probit Modelin Parametre Kestirim Metotları

İki düzeyli bağımlı değişken modellerinden probit regresyon modelindeki parametrelerin kestirimi için genellikle ağırlıklı en küçük kareler, en çok olabilirlik, minimum ki-kare, iteratif olarak yeniden ağırlıklandırılmış en küçük kareler teknikleri kullanılmaktadır (Finney, 1971). Probit model kestirimlerinde tekniklerin farklılaşmasının nedeni bir takım varsayımların yerine gelmesi ve gelmemesi durumlarına göre olmaktadır. Kestirim teknikleri için varsayımlar tekniklerle beraber verilecektir.

#### 3.2.1 En Çok Olabilirlik Tahmini (Maximum Likelihood Estimation)

Popülasyon parametre kestirimlerinin rasgele bir örneklemden elde edilme yöntemlerinden biri de en çok olabilirlik yöntemidir. Yöntem, olası bütün parametre kestirimleri arasından, gözlemlenen değerlerin elde edilme olasılığını olabildiğince en büyük yapan kestirimleri seçmektedir (Klein, 1953).

Regresyon modellerinin parametre kestirimlerinde kullanılan en küçük kareler yönteminden sonra en çok kullanılan ve en küçük kareler yönteminden daha güçlü teorik özelliklere sahip nokta kestirim yöntemi de en çok olabilirlik yöntemidir.

En çok olabilirlik yöntemi genellikle doğrusal olmayan modellerde karşımıza çok çıkmaktadır. Birikimli normal dönüştürme yaklaşımı doğrusal olmadığından probit modelin



kestirimi için en çok olabilirlik yönteminin, probit modelin parametrelerinin tutarlılıkla kestirilmesi için uygun olacağı düşünülmektedir (İşyar, 1994).

Bu yöneme göre verilerin sınıflandırılması gerekmez ve dolayısıyla örnekleme belirgin olasılığa sahip bireysel gözlemlere yer verildiğinden probit model parametreleri en çok olabilirlik yöntemiyle kestirilmektedir (Aldrich ve Nelson, 1984).

Bu yöntem uygulanırken önce olabilirlik fonksiyonu (Likelihood Function) oluşturulur. Bir olayın meydana gelme olasılığı  $P(Y_i = 1) = \pi_i$  ve meydana gelmeme olasılığı  $P(Y_i = 0) = 1 - \pi_i$  iken her bir  $Y_i$  terimi Bernoulli rasgele değişkenidir ve Bernoulli dağılımı gösterir. Bu bağımlı değişkenin olasılık dağılımı

$$P(Y_i | X_i) = \pi_i^{Y_i} (1 - \pi_i)^{1 - Y_i}, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3.19)$$

şeklinde olur (Aktaş, 1995).

$Y_i$  terimleri birbirinden bağımsızdırlar ve olabilirlik fonksiyonu

$$L = P(Y_1, \dots, Y_N) = P(Y_1) \dots P(Y_N) \quad (3.20)$$

veya

$$L = \pi_1 \dots \pi_{n_1} (1 - \pi_{n_1+1}) \dots (1 - \pi_N) \quad (3.21)$$

şeklinde ifade edilir. Burada  $n_1 : Y_i = 1$  olan gözlem sayısı,  $n_2 : Y_i = 0$  olan gözlem sayısı olmak üzere  $n_1 + n_2 = N$  'dir (İşyar, 1994). Başka bir ifadeyle olabilirlik fonksiyonu

$$L = \prod_{i=1}^{n_1} \pi_i^{Y_i} \prod_{i=n_1+1}^N (1 - \pi_i)^{1 - Y_i} \quad (3.22)$$

veya

$$L = \prod_{i=1}^N \pi_i^{Y_i} (1 - \pi_i)^{1 - Y_i} \quad (3.23)$$

şeklinde ifade edilebilir (Pindyck ve Rubinfeld, 1981).

Bu yöntemle, probit olabilirlik değerini yeterince büyük yapacak model parametre değeri bulunmaya çalışılmaktadır. Bu nedenle de olabilirlik fonksiyonunun logaritması alınarak en büyük yapılır.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N [Y_i \ln(\pi_i) + (1 - Y_i) \ln(1 - \pi_i)] \quad (3.24)$$

(3.24) eşitliliğinde, eğer  $\beta, L$ 'yi en büyük yapıyorsa,  $\ln L$ 'yi de en büyük yapıyordur (Greene, 1993). (3.24) eşitliğini en büyük yapmak için her bir model parametresine göre kısmi türevler alınıp sıfıra eşitlenir (Aldrich ve Nelson, 1984).

$$\frac{\partial(\ln L)}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n \left[ \frac{Y_i \phi_i}{\Phi_i} + (1 - Y_i) \frac{-\phi_i}{(1 - \Phi_i)} \right] x_i = 0 \quad (3.25)$$

Burada  $\phi_i$ , standart normal dağılım için olasılık yoğunluk fonksiyonu;  $\Phi_i$ , birikimli (kümülatif) dağılım fonksiyonudur (Greene, 1993).

Buradan yola çıkarak probit için olabilirlik denklemini aşağıdaki gibi yazılır.

$$\sum_{i=1}^N \frac{[Y_i - \Phi(x' \hat{\beta})] \phi(x' \hat{\beta})}{\Phi(x' \hat{\beta}) [1 - \Phi(x' \hat{\beta})]} x_{ij} = 0, \quad j = 1, 2, \dots, k \text{ parametre sayısı} \quad (3.26)$$

Bu denklemin ( $k$  tane) çözümüyle model parametrelerinin kestirim değeri elde edilir. Ancak olabilirlik denklemleri ile model parametrelerinin doğrusal olmadığına dikkat edilmelidir.

Bu denklemlerin çözümü için çeşitli iteratif yöntemler (algoritmalar) mevcuttur. Çözüm algoritması yardımıyla, bir başlangıç kestiriminden başlanarak, log-olabilirlik değerini değiştiren parametrelerdeki değişimin büyüklüğü ve yönü belirlenir. Daha fazla değişim ile olabilirlik fonksiyonunda yeterli bir iyileşme olmadığı zaman, iterasyon durur ve algoritmanın dönüştüğü söylenir. Bir dizi farklı dönüşüm kriterleri kullanılabilir. Log-olabilirlikteki (yüzde) değişim yada parametrelerdeki (yüzde) değişim gibi farklı algoritmalar, bir iterasyondan diğerine, katsayılardaki değişimi ölçen farklı teknikler kullanır (Aldrich ve Nelson, 1984).

Probit hesaplamalarında en çok kullanılan algoritmalarından biri Newton-Raphson algoritmasıdır. Parametrelerin değişimi için kullandığı matris formülü aşağıdadır.

$$\beta^{(t+1)} = \beta^{(t)} - H^{-1}g \quad (3.27)$$

Burada  $(t+1)$ , iterasyon sayısını gösterir;  $g$  (gradient), olabilirlik fonksiyonunun birinci türevinin vektörüdür ve  $H$  (Hessian), ikinci türevin matrisidir (Aldrich ve Nelson, 1984).

İterasyona başlarken başlangıç değerinin doğru verilmesinin, iterasyon sayısı ve kestirimlerin doğruluğu üzerindeki önemli etkisi düşünülerek, az sayıda iterasyon ve optimum sonuçlara ulaşmak için başlangıç değerlerinin belirlenmesinde diskriminant katsayıları kullanılabilir veya grafik gösterimlerden gözle kestirimde yapılabilir. Bazen dönüştürme yapılamadığı durumdaki son değer başlangıç değeri olarak alınması da düşünülebilir (Özarıcı, 1996).

Bu ve benzeri algoritmaları kullanan ve probit analizinin çözümlenmesinde yararlanılan istatistik programlarından bir tanesi olan SPSS for Windows, probit regresyon modellerin parametre kestirimlerini hesaplarken Newton-Raphson algoritmasından yararlanır. Benzer istatistik programları farklı yöntemler kullanarak da işlem yapabilir.

- Quasi-Newton,
- Simplex,
- Simplex ve Quasi-Newton,
- Hooke-Jeeves Pattern Mover,
- Rosenbrock Pattern Search,
- Rosenbrock ve Quasi-Newton,

Yukarıda maddeler halinde ifade edilenler, bu yöntemlerden bazılarıdır.

İteratif işlemleri gerçekleştirirken kullanıcıya değişik seçenekler sunan en çok olabilirlik yönteminin gerek sınıflandırılmış, gerekse sınıflandırılmamış verilerde kullanımının mümkün olması onu diğer kestirim yöntemleri arasından ayıran önemli bir özelliğidir (Aldrich ve Nelson, 1984).

### 3.2.2 Ağırlıklı En Küçük Kareler Tekniği

Probit model uygulanırken elde edilen veriler sınıflandırılmamış sıklık dağılım gösteriyorsa, model parametre kestiriminde ağırlıklı en küçük kareler kestirim tekniği kullanılmaktadır. Bu teknik, gözlemlerin regresyon doğrusundan sapmalarının karelerinin toplamının en küçük olmasını sağlayan doğrunun seçimine yardımcı olmaktadır. Böylelikle doğrudan sapmalar ne kadar küçükse, doğrunun gözlem serpilmesine uyumunun o kadar iyi olduğu anlaşılmaktadır.

Bu yaklaşım için probit modelin kestirimi 7 adımda incelenebilir:

1. Frekans serilerinde, nispi frekanslar cinsinden elde edilerek yenilenmiş frekanslar cinsinden her bir terim için araştırılan olayın meydana gelme olasılıkları hesaplanır:

$$P_i = \frac{n_i}{N_i}$$

Burada

$N_i$  : bağımsız değişkenin her bir terimi için gözlem sayısı,

$n_i$  : bağımsız değişkenin her bir terimi için araştırılan olayın meydana geldiği gözlem sayısı ( $n_i \leq N_i$ ) olarak alınmaktadır.

2.  $\hat{P}_i$  değerinden hareketle  $I_i$  değerleri standart normal birikimli dağılım fonksiyonundan bulunur.
3.  $I_i = x_i' \beta + \varepsilon_i$   
Probit modelin sıradan en küçük kareler tekniğiyle kestirimi için 2. adımdaki  $I_i$  değerleri ( $\hat{I}_i = I_i$ ) kullanılır.
4.  $I_i$  (n.e.s.=normit) değerleri  $P_i < 0,5$  için negatif değerler alacağından, uygulama yapılırken  $I_i$  değerine 5 eklenerek, değerlerin pozitif olması sağlanır ve sonuçta bulunan değere probit adı verilir:

$$\begin{aligned} \text{Probit} &= \text{n.e.s.} + 5 \\ &= I_i + 5 \end{aligned}$$

İstenirse  $I_i+5$  yerine  $I_i$  değerleri alınarak ağırlıklı en küçük kareler kestirimiyle probit model kestirilebilir. Pratikte uygulanan bu ekleme metodu 3. adımda verilen denklem için  $\beta$  değerlerinin kestirim değerleri ve  $R^2$  değerinde farklılığa yol açmaz sadece sabit terim olan  $\beta_1$  değeri farklı çıkar. Bliss'in (1934) önerdiği bu eklemeye göre negatif değerlerden kurtulmuş oluruz.

5. 3. adımda verilen probit model denkleminin hata terimi  $\varepsilon_i$  farklı varyanslıdır. Bu nedenle parametrelerin etkin kestirimini elde etmek için veriler dönüştürülerek dönüştürülmüş modeldeki hata teriminin aynı varyanslı olması sağlanır. Bunun için 3. adımdaki model denkleminin hata terimi  $\varepsilon_i$  için aşağıda verilen varyans formülünden yararlanılır:

$$\sigma_{\varepsilon_i} = \frac{P_i(1-P_i)}{N_i f_i^2}$$

burada  $f_i$  standart normal yoğunluk fonksiyonudur.

6. Büyük örnekler için normallik varsayımı sağlandığından parametrelerin güven aralıkları ve hipotez testleri uygulanarak, ana kütlede durumun geçerliliği araştırılabilir.
7. Belirlilik katsayısı  $R^2$ 'nin özellik belirten bağımlı değişkenli modellerde 1'e yakın değerler alması mümkün olmadığı için modelin fonksiyonel biçiminin iyi seçilip seçilmediği konusunda bize fikir vermemektedir. Bu nedenle frekans serisi şeklinde ve iki düzeyli özellik belirten bağımlı değişkenli modellerde, fonksiyonel biçimin doğru olup olmadığı ki-kare ( $\chi^2$ ) testi ile araştırılabilmektedir.

Bu testte önce bazı hipotezler test edilmelidir:

$H_0$  : Kestirilen olasılıklar ile gerçek olasılıklar arasında fark yoktur.

$H_1$  : Kestirilen olasılıklar ile gerçek olasılıklar arasında fark vardır.

Belirli bir  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde  $f = G - k$  serbestlik derecesinde  $\chi^2_{tab}$  üst limit değeri bulunur. Daha sonra aşağıda verilen formülle ki-kare değeri belirlenir.

$$\chi^2_{hes} = \sum_{i=1}^G \frac{N_i (P_i - \hat{P}_i)^2}{\hat{P}_i (1 - \hat{P}_i)}$$

Burada,

$k$  : parametre sayısı,

$G$  : frekans serisinde sıra sayısı,

$P_i$  : olayın meydana gelme ( $n_i/N_i$ ) gerçek olasılığı,

$\hat{P}_i$  : kestirilen olasılık,

$N_i$  : i. sıradaki gözlem sayısını,

ifade eder (Gujarati, 1988).

### 3.2.3 Minimum Ki-Kare Metodu

Bu metot Berkson tarafından geliştirilmiştir. Kontenjans tablolarında bağımsızlık testi için yaygın olarak kullanılan ki-kare istatistiğine oldukça benzer bir ki-kare değerini en küçük yapmaya dayandığından, minimum ki-kare adı verilmiştir. Daha sonraki çalışmalarda Theil (1972) sosyal bilimlerde bu kestirim tekniğine yer vermiştir. Theil bu tekniği ağırlıklı en küçük kareler kestiricisi biçiminde türetmiştir. Bu nedenle kestirici aynı zamanda Berkson-Theil ağırlıklı en küçük kareler kestiricisi olarak da bilinmektedir (Aldrich ve Nelson, 1984).

Özellik belirten bağımlı değişkenli modeller için kullanılan bu teknik,  $x$  bağımsız değişkenler vektörünün aynı değerine sahip  $y$  bağımlı değişken üzerinde bir çok gözlem

olduğunda, bir başka ifadeyle, sınıflanmış seri söz konusu olduğunda kullanılmaktadır (Amemiya, 1985).

Oranlardan ( $P_i = n_i/N_i$ ) oluşan sınıflanmış verilerde gözlenen bağımlı değişken,  $Y_i = 1$  durumuna karşılık gelen  $n_i$  bireyin  $P_i$  oranından oluşacaktır. Böylece bir gözlem ( $n_i, P_i, x_i$ ) olarak gösterilecektir ( $i = 1, 2, \dots, N$ ).

$P_i$  gözlemi, bir  $\pi_i = F(x_i' \beta)$  ana kütle kestirimidir (Greene, 1993). Eğer her bir terim için Bernoulli dağılımından tek bir çekiliş olarak düşünülürse

$$P_i = F(x_i' \beta) + \varepsilon_i = \pi_i + \varepsilon_i \quad (3.28)$$

olur. Burada  $E(\varepsilon_i) = 0$  ve  $V(\varepsilon_i) = \frac{\pi_i(1-\pi_i)}{n_i}$  şeklindedir (Akin, 1995).

$P_i = F(x_i' \beta) + \varepsilon_i$  modeli, parametrelerin doğrusal olmayan ağırlıklı en küçük kareler tekniği ile kestirilebildiği değişken varyanslı bir regresyon biçimini verir. Newton-Rapson gibi iteratif süreçli doğrusal olmayan teknikleri kullanmak yerine bunun daha basit bir yolunun olduğu belirtilmektedir (Amemiya, 1981).  $F(x_i' \beta)$  fonksiyonu monoton olduğu sürece tersinin varlığından yararlanılarak  $\varepsilon_i = 0$  noktası civarında Taylor serisine göre açılırsa

$$F^{-1}(P_i) = F^{-1}(\pi_i + \varepsilon_i) \approx F^{-1}(\pi_i) + \left[ \frac{dF^{-1}(\pi_i)}{d\pi_i} \right] \varepsilon_i \quad (3.29)$$

elde edilir. Fakat,

$$F^{-1}(\pi_i) = x_i' \beta \quad (3.30)$$

ve

$$\left[ \frac{dF^{-1}(\pi_i)}{d\pi_i} \right] = \frac{1}{dF^{-1}(\pi_i)/d\pi_i} = \frac{1}{f(\pi_i)} \quad (3.31)$$

olduğundan

$$F^{-1}(P_i) \approx x_i' \beta + \frac{\varepsilon_i}{f_i} \quad (3.32)$$

$$F^{-1}(P_i) = I_i = x_i' \beta + u_i \quad (3.33)$$

şeklinde değişken varyanslı doğrusal bir regresyona ulaşılır (Akın, 1995). Burada,  $E(u_i) = 0$  ve  $V(u_i) = \frac{F_i(1-F_i)}{n_i f_i^2}$  olur.  $\beta$ 'nın minimum ki-kare ( $\chi^2$ ) kestiricisi  $\hat{\beta}_{\min}$ ,  $P_i$  yerine  $\hat{P}_i$  koyarak  $V(u_i)$  aracılığıyla ağırlıklı en küçük kareler kestiricisi olarak aşağıdaki gibi açıklanır:

$$\hat{\beta}_{\min} = \left[ \sum_{i=1}^{n_1+n_2} \frac{n_i f^2 [F^{-1}(\hat{P}_i)]}{\hat{P}_i(1-\hat{P}_i)} x_i x_i' \right]^{-1} \sum_{i=1}^{n_1+n_2} \frac{n_i f^2 [F^{-1}(\hat{P}_i)]}{\hat{P}_i(1-\hat{P}_i)} x_i F^{-1}(\hat{P}_i) \quad (3.34)$$

Burada,  $\left\{ f [F^{-1}(\hat{P}_i)] \right\}^2$  için  $f^2 [F^{-1}(\hat{P}_i)]$  kullanılmıştır (Akın, 1995).

Minimum ki-kare ( $\chi^2$ ) kestiricisi,  $n_i$  büyük olduğunda ağırlıklı en küçük kareler kestiricisi olarak açıklanabilir. Sınıflanmış serilerdeki probit, ağırlıklı en küçük kareler kestirimlerinde, en çok olabilirlik kestirimlerine oranla oldukça düşük standart hatalara ve yüksek  $t$  değerine sahiptir. Ayrıca en küçük kareler kestiricilerinde de değişken varyanslı gibi varsayım bozulmalarından dolayı sınıflandırılmış verilerde nokta kestirimi için minimum ki-kare ( $\chi^2$ ) tekniğinin kullanılması önerilmektedir (Akın, 1995).

### 3.2.4 İteratif Olarak Yeniden Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler Metodu

Bu metot, regresyon katsayılarının kestirimi için bir iteratif süreç kullanmaktadır. Bu metoda iteratif olarak yeniden ağırlıklandırılmış en küçük kareler denilmesinin nedeni, her adımda ağırlıkların  $\hat{\beta}$  kestiricisine bağlı olarak yeniden elde edilmesidir (Rubin, 1988).

Bu tekniğin matematiksel yapısını açıklamak amacıyla  $y = x' \beta + \varepsilon$  doğrusal model göz önüne alınır. Modeldeki  $\varepsilon$  çok değişkenli normal dağılıma sahiptir. Diğer bir değişle



$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2, W^{-1})$$

ve  $W$  pozitif aralıklara ilişkin dik matris ise

$$\hat{\beta} = (x^T W x)^{-1} x^T W y \quad (3.35)$$

hem ağırlıklandırılmış en küçük kareler hem de en çok olabilirlik kestiricilerinin temelini oluşturur (Aldrich ve Nelson, 1984).

$I = x' \beta$  ve  $\pi_i = F(I_i)$  olmak üzere modeldeki her bir  $Y_i$  değerleri bağımsız ve Bernoulli dağılımı ( $\pi_i$ ) olarak dağılır ve bu durumda en çok olabilirlik kestiricisi,

$$\dots \rightarrow \beta^{(s)} \rightarrow \beta^{(s+1)} \rightarrow \dots \quad s : \text{iterasyon sayısı olmak üzere}$$

bir iterasyonun limiti olarak elde edilebilir ve bu iteratif işlemler (Gauss-Newton metodu) yakınsaklık koşulu sağlanıncaya kadar devam eder.

Burada,

$$\beta^{(s+1)} = (x^T W^{(s)} x)^{-1} x^T W^{(s)} z^{(s)} \quad (3.36)$$

$$z_i^{(s)} = I_i^{(s)} + (Y_i - \pi_i^{(s)}) (dI_i / d\pi_i)^{(s)} \quad (3.37)$$

$$1/w_i^{(s)} = (dI_i / d\pi_i)^{2(s)} \pi_i^{(s)} (1 - \pi_i^{(s)}) \quad (3.38)$$

olarak hesaplanmaktadır (Jorgensen, 1994). Bu eşitliklerin türevi McCullagh ve Nelder'in (1989) çalışmalarından elde edilmiştir. İlk eşitlik iteratif olarak yeniden ağırlıklandırılmış en küçük kareler olarak bilinir.

Bu eşitlikler incelendiğinde  $dI_i / d\pi_i$  türevinin önemli bir rol oynadığı görülür. Bu türevin sabit olmayışı, bu modelin doğrusal olmasını engelleyen bir faktördür. Bu türev  $I_i$ 'nin büyük değerlerinde sıfıra yaklaşır. Algoritmanın içindeki ağırlıkların hesaplanmasında kullanılan  $(dI_i / d\pi_i)^2 \pi_i (1 - \pi_i)$  değeri de  $I_i$ 'nin büyük olması durumunda sıfıra yaklaşacaktır. Bunlar  $0 \cdot \infty$  limitlerinde sayısal zorluklara yol açabilir, diğer bir değişle

bilgisayarlar bu limitleri hesaplariken bazı verilerin atlanmasına neden olabilir. Bu algoritma probit analizinde bazı sorunlara yol açar. Ancak bu teknik iteratif ağırlıklar ve düzenlenmiş bağımlı değişkenin “Hazard” fonksiyonları biçiminde ifade edilmesiyle özellikle probit regresyon için duyarlı kestirimler sağlamaktadır (Jorgensen, 1994).

İteratif olarak yeniden ağırlıklandırılmış en küçük kareler metodunun üstünlüklerinden biri onun bilinen istatistik paket programlarında uygulanabilir olmasıdır. Çünkü bu algoritma en küçük kareler kestirim tekniği çerçevesinde yapılanmıştır.

### 3.3 Probit Regresyon Analizinde Kullanılan Uyum İyiliği Ölçütleri

Uyum iyiliği ölçütleri, kullanılmak istenilen regresyon denkleminin verilere uyumunun bir ölçütüdür. Bu ölçütlerin kullanılması, probit regresyon denklemini bulduktan ve parametre kestirimlerini elde ettikten sonra, bağımlı değişkendeki değişimin, bağımsız değişkendeki değişimi açıklamasının ispatı ve ölçüsü olarak kullanılır. Regresyon analizinden bilindiği üzere bağımsız değişkenlerin, bağımlı değişkendeki değişimi açıklamasının iyiliği uyum ölçü değerlerinin yüksek bir değer almasına bağlıdır.

Bu bölümde son yıllarda bu konuda çalışma yapanların iki düzeyli özellik belirten bağımlı değişkenli modeller için önerdikleri yapay  $R^2$  'ler, olabilirlik oran testi, ağırlıklı artık kareler toplamı, Yule'nin Q ölçütü gibi uyum iyiliği ölçütleri verilecektir.

#### 3.3.1 Uyum İyiliği Ölçütü Olarak Yapay $R^2$ Değerleri

Klasik regresyon modellerinde çoklu belirtme katsayısı  $R^2$ , 0 ile 1 arasında herhangi bir değeri almaktadır. Fakat iki düzeyli özellik belirten bağımlı değişkenli modellerde  $R^2$  'nin 1'e yakın bir değer alması mümkün değildir. Bu durum ancak tüm kestirilen olasılıkların 0 veya 1'e eşit olması durumunda söz konusu olabilir (İşyar, 1995). Bu nedenle kimi regresyon analizistleri (King, 1986; 1990a; 1990b)  $R^2$  istatistiğinin yararının çok az olduğunu söylemekte iken, kimileri de (Lewis-Beck ve Skalaban, 1990a; 1990b) model performansının değerlendirmesinde yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu düşüncelerden hareketle,  $R^2$  'nin seçilen modelin fonksiyonel şeklinin doğruluğu konusunda tam bir fikir vermediği düşünülerek yapay  $R^2$  'ler üzerinde durulmuştur ve birkaç yapay  $R^2$  önerilmiştir. Araştırmacı birden fazla yapay  $R^2$  ölçütü arasından seçim yapmak durumunda kalacaktır. Bir yapay  $R^2$  'nin kullanılmasına karar verileceği zaman, araştırmacı ilk olarak bu ölçüyü hangi amaçla

kullanacağına karar vermelidir. Amaçlananın değişimin ölçüsü mü, hipotez testi mi, bağımlı değişkenin doğru bir şekilde sınıflandırılması mı olduğu saptanmalıdır.

Araştırmacılar açıklanan değişimle ilgili iseler (doğrusal regresyonda en yaygın  $R^2$  uygulaması budur), bu durumda McKelvey ve Zacoina (1975), Aldrich-Nelson (1984) veya McFadden (1974) tarafından önerilen yapay  $R^2$  ölçütlerinden birini kullanmaya eğilimli olacaklardır. Aşağıda bu ölçütlerle birlikte birkaç ölçüt daha ele alınacaktır.

### 3.3.1.1 McKelvey-Zavoina'nın Önerdiği Yapay $R^2$ Ölçütü

Uygulamalarda en yaygın kullanılan yapay  $R^2$ 'lerden bir tanesidir. Bu yapay  $R^2$  ölçütü, doğrusal olasılık modelinde sıradan en küçük kareler  $R^2$ 'si olarak bilinen ölçüte benzer bir yorumu içeren bir ölçüttür ve 0 ile 1 arasında değer alır.

Özellik belirten iki düzeyli bağımlı değişken için kestirimi yapılan probit katsayılarının varyansı hesaplanarak, açıklanan varyans hesaplanır ve  $V(\hat{y}_i)$  olarak gösterilir. Bu hesaplama kullanılarak McKelvey ve Zavoina'nın önerdiği yapay  $R^2$

$$R^2 = \frac{V(\hat{y}_i)}{1+V(\hat{y}_i)} \quad (3.39)$$

olarak belirlenir (McKelvey ve Zavoina, 1975).

### 3.3.1.2 Aldrich-Nelson Tarafından Önerilen Yapay $R^2$ Ölçütü

Bu ölçüt veriler üzerinde iki duruma dayanan log-olabilirlik oranlarını kullanır. İlk durum, sıfır hipotezi için olabilirlik değerini oluşturur. Sıfır hipotezine ilişkin olabilirlik değeri, genellikle  $L_0$  ile gösterilir. İkinci durum, tam (doygun) model için olabilirlik modelini oluşturur ve genellikle  $L_1$  şeklinde gösterilir.

Aldrich-Nelson'nun yapay  $R^2$ 'si, bilinen ki-kare istatistiğinin kullanılmaktadır,  $-2LLR$ ,  $k$  serbestlik derecesiyle  $-2\ln(L_0/L_1)$  olarak tanımlanır ( $k$ , sabit değer hariç, kestirimi yapılan bağımsız değişkenlerin sayısıdır).

Aldrich-Nelson'un önerdiği yapay  $R^2$  değeri şöyle tanımlanır:

$$R^2 = \frac{-2 \ln(L_0/L_1)}{N - 2 \ln(L_0/L_1)} = \frac{-2LLR}{N - 2LLR} \quad (3.40)$$

Eğer bir model bağımlı değişkendeki değişimi açıklamaya yönelik herhangi bir katkıda bulunamazsa, dönüştürmedeki log-olabilirlik değeri  $\ln L_1$ ,  $\ln L_0$ 'a eşit olacaktır (Hagle ve Mitchell, 1992). Bu durumda yukarıdaki denklemin payı sıfır olur ve buna bağlı olarak Aldrich-Nelson'un yapay  $R^2$ 'si de sıfır olur.

Eğer model, tamamıyla bağımlı değişkendeki değişimi açıklarsa  $\ln L_1 = 0$  olur. Bu durumda Aldrich-Nelson'nun formülü aşağıdaki formüle indirgenir.

$$R^2 = \frac{-2 \ln L_0}{N - 2 \ln L_0} \quad (3.41)$$

Burada,  $\ln L_0 = N_0(\ln(N_0/N)) + N_1(\ln(N_1/N))$  olarak hesaplanır ve  $N_0 : Y_i = 0$  olduğu gözlem sayısı,  $N_1 : Y_i = 1$  olduğu gözlem sayısıdır ve bu ölçüte Aldrich-Nelson'un düzeltilmiş yapay  $R^2$ 'si adı verilmektedir (Aldrich ve Nelson, 1984).

### 3.3.1.3 McFadden Tarafından Önerilen Yapay $R^2$ Ölçütü

Aldrich-Nelson tarafından önerilen yapay  $R^2$ 'nin kullandığı aynı iki log-olabilirlik değerini kullanan bir ölçüttür ve şöyle tanımlanır:

$$R_{mf}^2 = 1 - \frac{\log L_1}{\log L_0} \quad (3.42)$$

Burada  $\log L_0$ , sabit terim dışında tüm regresyon katsayılarını sıfır olduğu sınırlamasına tabi olan en büyük  $\log L$  dir. Ölçütün alt ve üst sınırları -1 ve 1 dir.

Eğer  $\log L_1 = \log L_0$  ise  $R_{mf}^2 = 0$ .

Eğer  $\log L_1 = 0$  ise  $R_{mf}^2 = 1$  olur.

Ayrıca  $R_{mf}^2$ , sabit dışında bütün katsayıların sıfır olduğu hipotezini test etmek için  $\chi^2$  istatistiğini içeren birebir bir ilişkiye sahiptir.

$H_0 : \beta = 0$  için

eğer  $n \rightarrow \infty$  ise  $-2 \log L_0 R_{mf}^2 \rightarrow \chi_{k-1}^2$  dir.

Doğrusal modeldeki sıradan en küçük kareler  $R^2$ 'sinin özellikleriyle ilgili olan bu özelliklerden dolayı bu ölçüt dikkate değer bir güncellik kazanmıştır (Windmeijer, 1995).

### 3.3.1.4 Achen Tarafından Önerilen Yapay $R^2$ Ölçütü

Achen, yukarıda önerilen yapay  $R^2$  istatistiklerinin bir hata içerdiğini, kabul edilebilir test istatistikleri olmadığını ve kesim noktası hariç modeldeki ya bütün katsayıları yada bir katsayılar alt kümesinin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olduğuna başarılı bir şekilde karar verebilmek için kullanılamayacağını ileri sürmektedir.

Aldrich-Nelson ise bu durumun Achen'in iddia ettiği gibi bir başarısızlık olmadığını çünkü ki-kare istatistiğinin, regresyon analizindeki  $F$  testine benzer olduğunu ileri sürmektedir (Aldrich ve Nelson, 1984).

Achen asimptotik olarak ki-kare istatistiğine benzer bir testi veren yapay  $R^2$  tanımlar. Achen'in ölçüsü, aynı zamanda açıklanan varyans tanımının iki düzeyli değişkene (Achen tarafından  $y_i$  olarak gösterilir) yer vermesi üstünlüğüne sahiptir.

İki düzeyli bağımlı değişkenlere ilişkin  $V(y_i)$ ,  $P_i Q_i$  olarak tanımlanır, burada  $P_i$ ,  $Y_i = 1$  olasılığıdır ve  $Q_i = 1 - P_i$  olarak tanımlanır. Probit katsayılarının ve standart normal dağılımın özelliklerinin kullanımı ile Achen'in yapay  $R^2$ 'si,  $\hat{P}_i$ ,  $P_i$  nin ön kestirim değeri olmak üzere, şöyle tanımlanır (Hagle ve Mitchell, 1992):

$$R^2 = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{P}_i - \bar{y})^2}{\hat{P}_i \hat{Q}_i}}{1 + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{P}_i - \bar{y})^2}{\hat{P}_i \hat{Q}_i}} \quad (3.43)$$

### 3.3.1.5 Efron'un Yapay $R^2$ Ölçütü

Lave (1970), probit model tercihine ilişkin bir çalışmada bulunmuş ve Efron tarafından bir teorik temel oluşturulmuştur. Bu nedenle literatürün büyük bir bölümünde örneğin Amemiya (1981) ve Maddala (1988) bu ölçüte Efron'un ölçütü olarak atıfta bulunmuştur.

$\hat{P}_i$ ,  $P_i$ 'nin ön kestirim değeri olmak üzere ölçüt aşağıdaki gibidir.

$$R_{ef}^2 = 1 - \frac{\sum_i (Y_i - \hat{P}_i)^2}{\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2} = 1 - \frac{(y - \hat{P})'(y - \hat{P})}{y'Ny} \quad (3.44)$$

Burada  $\bar{Y} = \frac{\sum_i Y_i}{n}$  ( $Y_i$ 'nin örneklem ortalaması) ve  $N : I_0 - n^{-1}s$ ,  $s = (1, 1, \dots, 1)$  olarak alınmaktadır.

Ölçüt doğrudan iki düzeyli bağımlı değişkenin toplam değişimi, bir tür açıklanan ve açıklanmayan değişime ayrıştırılarak (açıklanmayan değişim = AKT =  $(y - \hat{P})'(y - \hat{P})$ ) doğrusal modeldeki belirlilik katsayısından elde edilmektedir. Efron bu ayrıştırmayı, tek açıklayıcı etken olarak, sınıflandırılmış gözlemler ve sınıf sabitleri içeren bir model için türetmiştir. Bununla birlikte, bireysel veri ve bireysel kestirilmiş olasılıklar içeren modeldeki bu ayrıştırma doğrulanmamaktadır. Bu durumda

$$y'Ny = (y - \hat{P})(y - \hat{P}) + (\hat{P} - \bar{y})(\hat{P} - \bar{y}) + 2\hat{P}(y - \hat{P}) - 2\bar{y}(y - \hat{P})$$

şeklinde ifade edilebilir. Bundan dolayı  $R_{ef}^2$ 'nin alt sınırının sıfıra eşit olup olmadığına ilişkin karşı görüşler ortaya çıkabilir.

### 3.3.1.6 Veall ve Zimmerman'ın Önerdiği Yapay $R^2$ Ölçütü

Veall ve Zimmerman, log-olabilirlik oran testi üzerinde temellenen (Aldrich-Nelson tarafından önerilen ölçütün düzeltilmiş şekli) bir ölçüt önermişlerdir (Windmeijer, 1995).

$$R_{vz}^2 = \frac{2[\log L_1 - \log L_0]}{2[\log L_1 - \log L_0] + n} \cdot \frac{2 \log L_0 - n}{2 \log L_0} \quad (3.45)$$

Burada ikinci terim, Aldrich-Nelson ölçütüne yönelik, üst sınır limitini elde etmek için bir düzenlemedir.

### 3.3.1.7 Doğru Biçimde Ön Kestirilen Gözlemlerin Oranı

İki düzeyli, özellik belirten bağımlı değişkenli modellerin kestirimlerinin her bir  $y$  değeri ile karşılaştırılarak, verilerin ne derece doğru ön kestirildikleri hakkında fikir edinilmesi mümkündür. Bu düşünceye dayanılarak aşağıdaki ölçüt kullanılır.

$$R_{cp}^2 = 1 - n^{-1}(y - \hat{y})'(y - \hat{y}) \quad (3.46)$$

Burada ön kestirilen değer

eğer  $P(Y_i = 1) > 0,5$  ise  $\hat{y} = 1$  (diğer bir deęişle,  $P(Y_i = 0) < 0,5$  ise  $\hat{y} = 1$  alınır),  
eğer  $P(Y_i = 1) < 0,5$  ise  $\hat{y} = 0$  dır.

Bu ölçütte iki tür problemle karşılaşılabilir.

1- Kestirilen olasılık ister bire ya da sıfıra eşit olsun, ister 0.5'ten daha büyük yada küçük olsun, bu durum  $R_{cp}^2$  değeri için herhangi bir farklılık oluşturmamaktadır.

2- Ölçüt, eğer örneklemdaki birlerin oranı büyükse uyum iyiliğinin yetersiz oluşunu gizleyebilir. Eğer öngörülen değer, her gözlem için 1 ise doğru biçimde öngörülen gözlemler oranı büyüktür. Fakat model  $Y_i = 0$  ile her gözlemi yanlış sınıflandırır. Bu son problemle başa çıkmanın yolu, hem doğru öngörülen 1'ler oranını hem de doğru öngörülen 0'lar oranını bildirmektir. Bir diğer yol, doğru öngörünün ortalama olasılığını hesaplamaktır. Bu hesaplama şöyle yapılır (Windmeijer, 1995):

$$R_{cp}^{2*} = n^{-1} \sum_i \{Y_i \hat{P}_i + (1 - Y_i)(1 - \hat{P}_i)\} \quad (3.47)$$

Veall-Zimmerman'nın yaptıkları çalışmalar  $R_{cp}^{2*}$  ölçütünün  $R_{cp}^2$ 'den daha iyi işlemediğini ortaya koymuştur. Yine de bu ölçütler, modelin verileri doğru yansıtabilmesi için ipucu verebilmektedirler.

Önerilen yapay  $R^2$ 'ler arasında yapılacak seçim, basit olarak hesaplanabilirliklerine ve kullanımdaki kolaylıklarına dayanabilir.  $R^2$ 'nin yerine kullanılacak istatistiğin tercih edilmesine yönelik öneri ve yapay  $R^2$ 'ler arasından bir tanesinin tercihi için koşullar literatürde mevcut değildir (Windmeijer, 1995). Ancak bir yapay  $R^2$  seçimi konusunda F.A.G. Windmeijer de iki temel kriter kullanmaktadır.

- 1-  $R_{SEK}^2$  değerine yakınlık,
- 2-  $r^2(P_0, \hat{P})$  değerine yakınlık (gözlemlenen olasılıklar ile kestirilen olasılıkların ilişki katsayısının karesi).

F.A.G. Windmeijer, uyum iyiliği ölçütlerinden yapay  $R^2$ 'leri bu iki kriterle karşılaştırılarak en iyi yapay  $R^2$ 'nin seçilmesini önermektedir (Veall ve Zimmermann, 1995).

Bununla birlikte, hangi yapay  $R^2$ 'nin seçildiğine bakılmaksızın dikkatle kullanılması, model performansına ilişkin başka ölçütlerle bağlantılı olarak kullanılması ve analizin sadece bir yapay  $R^2$ 'ye dayanmaması gerektiği önerilmektedir (Windmeijer, 1995).

### 3.3.2 Log-Olabilirlik Oranı (Olabilirlik Oran Testi)

Log-olabilirlik oranı, yapay  $R^2$ 'nin aksine, bağımlı değişkendeki değişimi açıklamak için modelin genel içeriğine ilişkin herhangi bir doğrudan gösterge sunmamaktadır. Formülü ise şöyledir:

$$c = -2 \ln\left(\frac{L_0}{L_1}\right) = (-\log L_0) - (-2 \log L_1) = -2(\log L_0 - \log L_1) \quad (3.48)$$

$L_0$  ve  $L_1$  olabilirlik değerleri olmak üzere log-olabilirlik oranı, modeldeki bağımsız değişken sayısına eşit serbestlik derecesine sahip bir ki-kare dağılımıdır. Yapay  $R^2$ 'lerin aksine,



log-olabilirlik oranı sıfır modeline eklenen parametrelerde modelde meydana gelen gelişmeye ilişkin istatistiksel anlamlılık ölçüsü vermektedir. Sıklıkla,  $-2\log L_0$  bağımlı değişkendeki değişimin ne kadarının sadece sabitle açıklandığı üzerinden temellenen sıfır modelidir (Aldrich ve Nelson, 1984).

Log-Olabilirlik oranı aynı zamanda aynı veri kümesiyle ilgili çeşitli modellerin veya bir modelde kullanılan değişkenler alt kümesinin test edilebilmesinde kullanılabilir. Bu amaçla, kesim noktası hariç bütün katsayıların sıfıra eşit olduğu şeklindeki  $H_0$  hipotezinin test edilmesi için olabilirlik oranı  $c$ ,  $\chi^2$  değeri ile karşılaştırılabilir. Bu durumda hipotezler aşağıdaki gibidir.

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1 : \beta_2 \neq \beta_3 \neq \dots \neq \beta_k \neq 0$$

Eğer  $c > \chi^2_{(k-1, \alpha)}$  olursa  $H_0$  hipotezi reddedilir. Modeldeki değişkenlerin modele katkısının testi,  $c$  farklarına bakılarak yapılabilmektedir. Bu fark değerleri, ilgili  $\chi^2$  tablo değeri ile karşılaştırılarak test edilen değişkenin modele katkısının önemli olup olmadığı sonucuna varılmaktadır (Frome ve Chekaway, 1985).

### 3.3.3 Ağırlıklı Artık Kareler Toplamı Ölçütü

Ağırlıklı artık kareler toplamının genellikle bir asimptotik  $\chi^2$  dağılımına sahip olduğu varsayılır. Bununla birlikte, ağırlıklı artık kareler toplamının asimptotik dağılımının normal dağılım olduğunu McCullach (1986) ve Windmeijer (1990) ispatlamıştır ve bu ölçüt aşağıdaki şekilde hesaplanır (Windmeijer, 1995).

$$T_n = \sum_i \frac{(Y_i - \hat{P}_i)^2}{\hat{P}_i(1 - \hat{P}_i)} \quad (3.49)$$

Burada  $\hat{P}_i$ ,  $P_i$ 'nin ön kestirim değeridir.

### 3.3.4 Yule'nin Q Ölçütü

Bu ölçüt araştırma sonuçlarına ilişkin oddslar farkının oddslar toplamına oranıdır.

Probit model için ön kestirilen  $\hat{y}$

		<b>0</b>	<b>1</b>	<b>Toplam</b>
Gerçek $y$	<b>0</b>	a	b	<b>a+b</b>
	<b>1</b>	c	d	<b>c+d</b>
<b>Toplam</b>		<b>a+c</b>	<b>b+d</b>	<b>a+b+c+d</b>

Yule'nin Q ölçütü şöyle hesaplanır:

$$Q = \frac{\frac{a}{b} - \frac{c}{d}}{\frac{a}{b} + \frac{c}{d}} = \frac{ad - bc}{ad + bc} \quad (3.50)$$

Burada,

a: Gerçekte bağımlı değişkenin aldığı değer 0 iken, ön kestirim değerinin de 0 olması,

b: Gerçekte bağımlı değişkenin aldığı değer 0 iken, ön kestirim değerinin 1 olması,

c: Gerçekte bağımlı değişkenin aldığı değer 1 iken, ön kestirim değerinin 0 olması,

d: Gerçekte bağımlı değişkenin aldığı değer 1 iken, ön kestirim değerinin de 1 olmasıdır.

Q ölçütü, gerçek olasılıklarla ön kestirilen olasılıkların birbirine uygunluğunu göstermek için kullanılan bir uyum iyiliği ölçütüdür; 0 ile 1 ( $0 \leq Q \leq 1$ ) arasında değer almaktadır ve Q değeri 1'e yaklaştıkça gerçek değerler ile ön kestirimi yapılan değerler arasında güçlü bir ilişki olduğunu belirtir. Yani Q'nun 1'e yaklaşması istenen bir durumdur (Agresti, 2002).

### 3.4 Uygulamaya Yönelik Probit Model Yöntemleri

#### 3.4.1 Tolerans Dağılımı

Herhangi bir deneydeki denek için tepkinin olmayacak kadar az ve tepkinin olacağından fazla uyarıcı yoğunluğunun bir seviyesi vardır. Bu bahsi geçen seviye denek için bir tolerans seviyesi olarak belirtilebilir. O zaman belli bir zehir konsantrasyon seviyesindeki bir böcek için bu tolerans seviyesi düşünülecek olursak, zehir konsantrasyonu bu seviyeden daha az ise böcek yaşayacaktır, zehir konsantrasyonu bu seviyeden fazla ise denek olan böcek ölecektir. Bir deneğin bu toleransı  $z$  ile ifade edilmiş olsun; o zaman denek kitlesi için  $z$  'nin dağılımı ile ilgilenilir (Finney, 1971). Bu tolerans dağılımı,

$$dP = f(z)dz \quad (3.51)$$

ile gösterilir. Bu denklem,  $dP$ ,  $z$  ve  $z+dz$  arasındaki toleransa sahip deneklerden oluşan tüm kitlenin oranını ifade eder. Burada ifade edilen  $dz$ , doz ölçüsündeki küçük bir aralığı temsil eder.

Eğer (3.51) denklemi, dozajın  $z$  ölçüğündeki tolerans dağılımını ifade etmiyorsa,  $z_0$  dozajı tüm kitleye verildiğinde  $z_0$  'dan az toleransa sahip tüm bireyler etkiye tepki verecektir. Cevap verenlerin oranı,  $P$ ,

$$P = \int_0^{z_0} f(z)dz \quad (3.52)$$

ile ifade edilir. Doz aralığının 0 dan  $\infty$  aralığına sahip olabileceği kabul edilmiştir. Olasılık dağılımı gereği

$$P = \int_0^{\infty} f(z)dz = 1 \text{ dir.} \quad (3.53)$$

Herhangi bir tolerans dağılımı için % 50 etkilemeyi verecek doz (ortalama etkili doz, ED50) aşağıdaki ifadeyi verir.

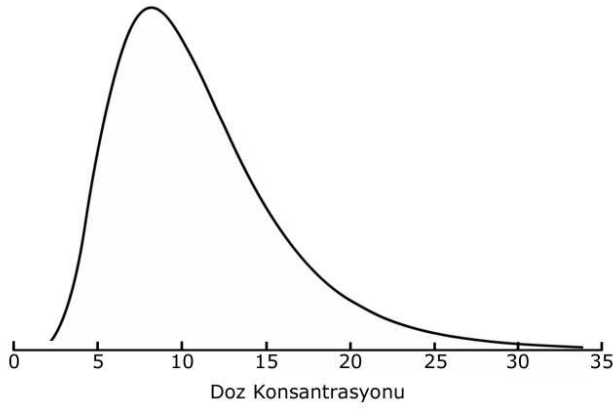
$$P = \int_0^{ED50} f(z)dz = 0,5 \quad (3.54)$$

Dozlar için basit bir normalleştirme dönüşümü yapılırsa, dozajın normalleştirme ölçüsü olan  $x$ , normal olarak dağılmış bir toleransa sahip ise  $dP = f(z)dz$  denklemi

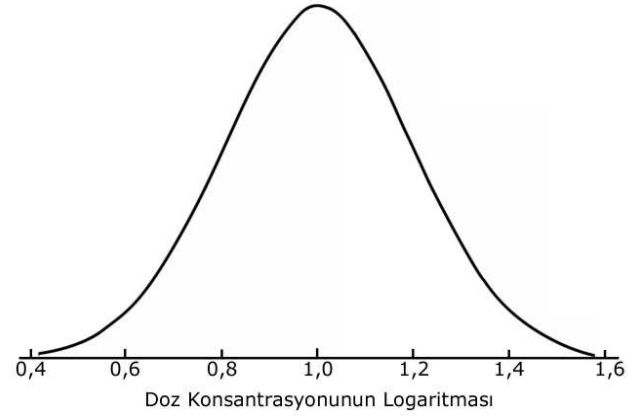
$$dP = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^2/\sigma^2} dx \quad (3.55)$$

ifadesine dönüşecektir.

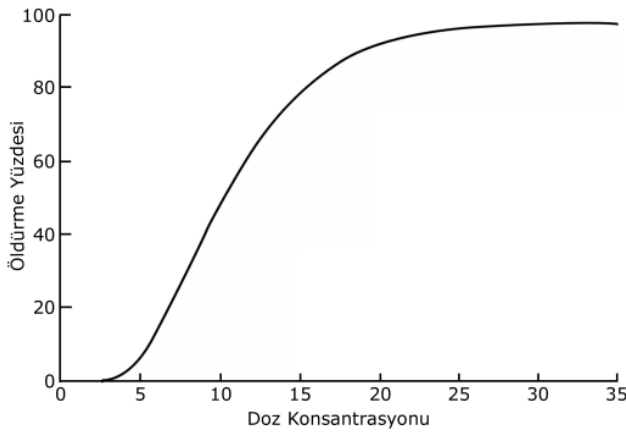
Biyolojik arařtırmalar için bazen  $z$ 'nin dağılımının normal olmadığı görülür (Şekil 3.2). Deneylerde böcek öldürücü zehir testlerinde her ne kadar dağılımlara ek bir kuyruk olmasını (Şekil 3.4) sağlayan yüksek toleransa sahip birkaç böcek yüzünden genellikle zehir tolerans konsantrasyonunun dağılımı simetrik olmaktan uzak olsa da normalleştirme, konsantrasyonun logaritması alınarak yapılır (Şekil 3.3). Bu dönüşümlerde bu tür deneylerin sonuçlarını değerlendirmek için standart olarak kabul edilir ve  $x = \log_{10} z$  dönüşümü, yaklaşık olarak normal dağılır. Bu yüzden probit analizi konsantrasyonun logaritması ile ilgilenir (Şekil 3.5).



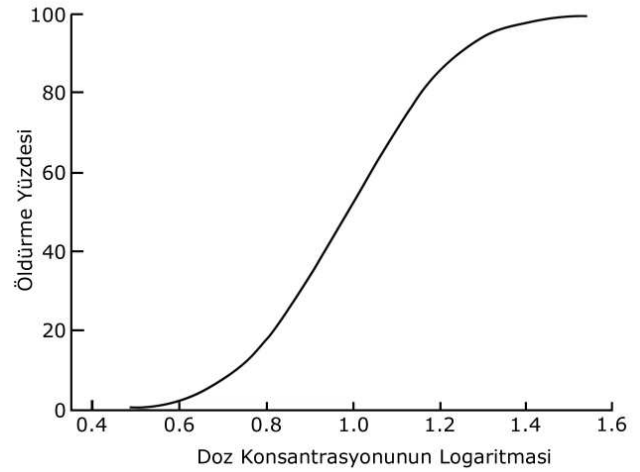
Şekil 3.2 : Doz konsantrasyonunun dağılımı.



Şekil 3.3 : Doz konsantrasyonunun logaritmasının dağılımı.



Şekil 3.4 : Doz konsantrasyonuna karşılık, öldürme yüzdesinin sigmoid bir eğri olarak gösterimi.



Şekil 3.5 : Doz konsantrasyonunun logaritmasına karşılık, öldürme yüzdesinin sigmoid bir eğri olarak gösterimi.

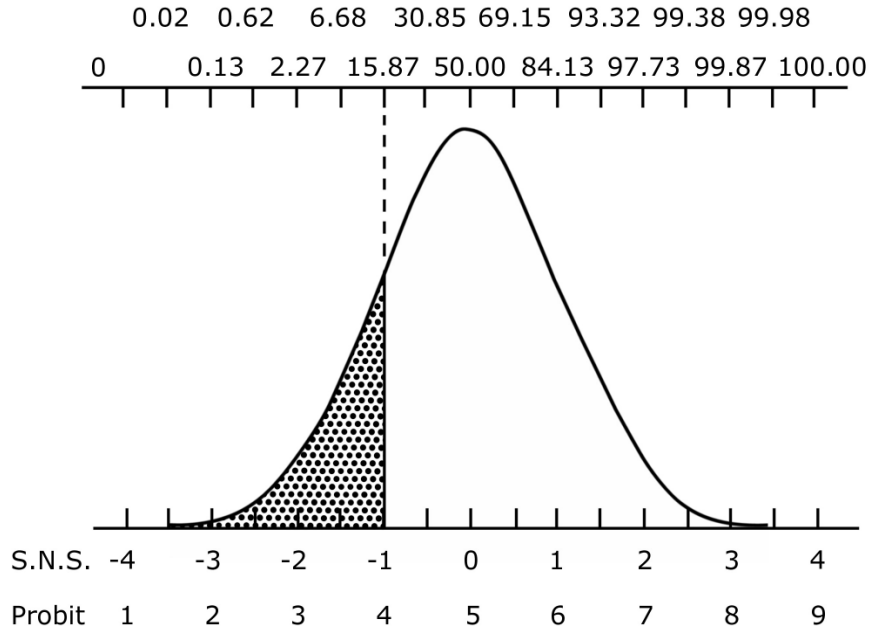
### 3.4.2 Probit Dönüşümü

Normal olarak dağılmış bir kitledeki dozaja ait bir varsayım Şekil 3.6'daki durumda gösterilebilir. Şeklin alt kısmında, standart normal sapmalar olarak bilinen (S.N.S) normal eğrideki ortalamadan olan dozajın sapmaları  $(x - \mu)/\sigma$  yerleştirilmiştir. Normal dağılım grafiğinde verilmiş bir nokta ile S.N.S  $= -\infty$  arasındaki toplam alanın yüzdeleri verilmiştir. Örneğin S.N.S  $= -1$ 'de noktanın solundaki alan toplam alanın % 15,87'sidir. Bu yüzdelere Şekil 3.8'de sigmoid eğri ile gösterilmiştir (Cyril, 1952).

Zehrin normal dağılıma sahip çeşitli dozları farklı sayıda deneklere uygulanırsa, dozaja karşı çizilen ölmüş olanların yüzdesinin sigmoid bir eğri vermesi gerektiği Şekil 3.8'den kolayca görülebilir. Bu yüzden sigmoid eğriden elde edilen sonuçların analizi, oldukça önemli zorluklara götürmektedir. Buradaki zorluğu aşmak için bir doğru üzerinde uzanan yüzdelere dönüştürülmüş olduğu bir normal dağılımda olduğu gibi yüzdelere

dönüşümü kullanılmak istenebilir. Bu amaç için yapılan dönüşüm standart normal sapma ile aynıdır. Örneğin % 15,87'lik bir seviyedeki öldürme yüzdesinin elde edilmesinde, eğer dağılım normal ise % 15,87'lik olarak ölmüş olanlar tahmin edilerek S.N.S. tablosuna yerleştirilir. Bu değer  $-1$ 'dir. % 2,27'lik öldürme için S.N.S.  $-2$ 'dir.

Bliss, negatif sayılardan kurtulmak için S.N.S.'ye 5 ekleyerek Probit dönüşümünden bahsetmiştir. Bu yaklaşım negatif çıkan değerlerden kurtulmak içindir. Her değer için bu değişim yapıldığından hesaplamada bir hataya yol açmayacaktır (Bliss, 1934).

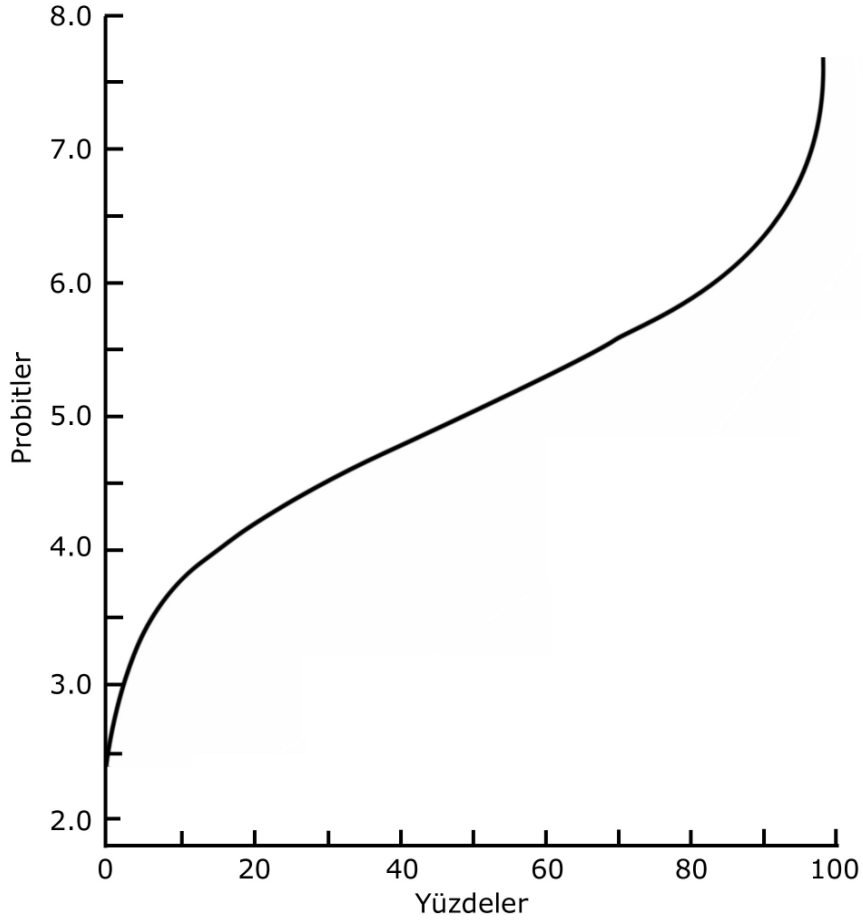


Şekil 3.6 : S.N.S.'lerin normal dağılım ile probitlere dönüşümünün gösterimi.

Tolerans dağılımında yer alan  $\sigma^2$  ve  $\mu$  parametrelerinin tahmin edilmesinde kullanılan bu analiz formu genelde deneysel sonuçların probit dönüşümüne dayandırılmaktadır.  $P$  oranının probiti, ortalaması 5, varyansı 1 olan normal bir  $P$  olasılığına karşılık gelen apsisidir. O zaman  $P$  için

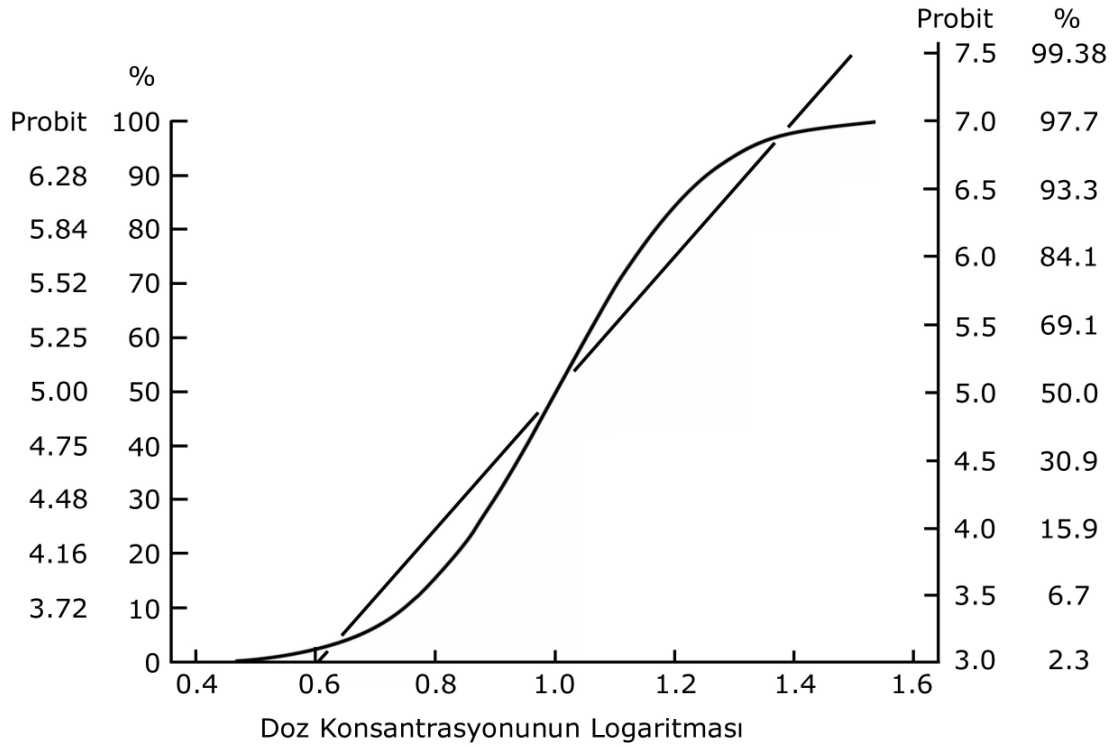
$$P = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{Y-5} e^{-1/2u^2} du \quad (3.56)$$

elde edilir.



Şekil 3.7 : Yüzdelerin probit değerlerine karşılık grafik gösterimi.

Oran veya yüzdelerin probitlere olan dönüşümünün etkisi Şekil 3.7’de gösterilmiştir. Yüzdelerin, logaritma konsantrasyonlarına göre grafiği, S şeklindeki eğri ve soldaki dik eksen boyunca, yüzelere karşılık gelen probit değerlerinin doğrusal bir ölçümü ise sağ taraftaki eksen boyunca yer almaktadır. Bu işlem sırasında S şeklindeki eğri doğrusal hale gelmektedir ve bu düz çizgi normal eğri boyunca tüm noktadaki yüzdelerin probitlerini göstermektedir (Şekil 3.8).



**Şekil 3.8 :** Doz konsantrasyonunun logaritmasının, probitler ve yüzdelere arasındaki ilişkiyi gösteren sigmoid eğrinin, probit regresyon doğrusuna dönüştürülmesi.

Toleransın normal olarak dağıldığı bir deneyde belirlenen yüzdelere rastlayan probitlerin bir grafiğinin, düz bir çizgi eğiliminde olacağı açıktır. Normal eğriden olan herhangi bir sapma, oturtulan probitlerin düz çizgiden sapmasına sebep olacaktır. Genellikle düz çizgiden olan gözlenmiş değişimler iki çeşittir. Birinci tipte denek sayıları ve çeşitleri tamamen homojen olmayabilir veya deneklerin içinde bulunduğu şartlar homojen olmayabilir. Bu düz çizgiye yakın noktaların anormal yayılımını sağlama eğiliminde olacaktır. İkinci tipte dozun dönüşümü uygun olmayabilir.

Eğer (3.55) dozajın  $x$  ölçeğindeki tolerans dağılımını temsil ediyorsa, bir  $x_0$  dozajıyla öldürülen böceklerin oranı aşağıdaki gibidir.

$$P = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x_0} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^2/\sigma^2} dx \quad (3.57)$$

Denklemden % 50 sinin öldüğü doz seviyesinde,  $\mu$  maddenin eşiği (etkinin başlangıç noktası) olarak tanımlanır. (3.57) eşitliliği, maddenin etkisinin başladığı nokta üzerinde bulunan  $z$  dozajındaki deneklerin oranının normal dağıldığını gösterir.



$$Y = 5 + \frac{1}{\sigma}(x - \mu) \quad (3.58)$$

Yukarıdaki probit dönüştürme vasıtasıyla deneysel sonuçlar, bu denklemin bir tahmin edicisini bulmak için kullanılabilir ve tolerans dağılımının parametreleri tahmin edilebilir. Burada özellikle ortalama etkili dozaj ( $ED50$ ),  $Y = 5$  olmasını sağlayan  $x$  değeri tahmin edilir.

### 3.4.3 Probit Yöntem İçin Biyolojik Araştırma Tipleri

Biyolojik araştırmaların çoğu deneğe verilen uyarıcıların etkilerinin araştırılması üzerinedir. Bu tür araştırmalarda deneğe verilen uyarıcının etkisi organizmanın verdiği tepkiye göre belirlenir. Uyarıcının çeşitli seviyelerdeki etkisinin araştırılması bu yöntem için uygun veri yapılarını oluşturur.

Bir deneğe verilen ilaç seviyesinin yeterliliği veya etkililiği araştırılırken genellikle deney yöntemine başvurulur. Zaman değişkeninin kontrol altına alındığı deneylerde farklı düzeylerde uyarıcı organizmaya verilir. Toplam deneklerin sayısı  $n$  olarak belirlendiğinde, uyarıcıdan etkilenen deneklerin sayımı yapılır ve bu değer  $r$  olarak bulunur. Bu sayım işlemi deneyin temelini oluşturur. Daha sonra bu etki düzeyi bir oran ( $r/n$ ) veya yüzde ( $100(r/n)$ ) şeklinde ifade edilebilir. Bu hesaplamalardan elde edilecek uyarıcıların değişik seviyelerdeki uyarıcılar içinde uygulanması ve karşılaştırılması için probit yöntemin kullanılması uygun olacaktır (Finney, 1971).

### 3.4.4 Probit Yöntemin Basit Uygulamaları

Probitler, uyarıcının çeşitli seviyeleriyle karşılaştırıldığı zaman bazen doğru elde etme olasılığı olduğundan bu tür çalışmalarda doğrusal regresyon yöntemini kullanarak hesaplama yapmakta öneriler arasındadır. Zehir-ölüm etkisinin araştırıldığı çalışmalarda % 50 öldürmeyi veren uyarıcı seviyesinin değerli bir istatistik olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. Bu etki düzeyine  $LD50$  (ortalama öldürücü seviye) denilmiştir. Uyarıcının seviyesinin ölümüne neden olmadığı deneylerde  $ED50$  (ortalama etkili seviye) tanımlaması yapılmıştır.  $LD90$  veya diğer seviyelerdeki değerlerin bilinmesi bize  $LD50$  gibi değerlerin hesaplanmasında daha kesin sonuçları vereceği düşünülebilir. Fakat daha üst seviyelerdeki örneğin  $LD100$  gibi

bir deęerin bilinmesinin bu sonuçların kesinlięi üzerinde belirleyici rol oynayacaęı açıktır (Finney, 1971).

Arařtırılması gereken dięer bir deęişken de bir öldürme yüzdesinin belli bir alandaki gerekli olan uyarıcı seviyesinin etki alanıdır. Bu araştırma bize uyarıcı seviyesinin duyarlılığını verecektir. Uyarıcı seviyesindeki küçük bir deęişiklięin öldürme yüzdesindeki deęişimi çok etkiliyor ise duyarlılık yüksektir denebilecektir.

Şekil 4.2'deki probit grafięine bakılırsa  $LD50$ 'ye karşılık gelen uyarıcı seviyesi, 5 probite karşılık gelen seviye olarak görölmektedir. Buradan çizilen doęru eęer hatasız ise  $LD50$  grafikten de okunabilmektedir. Aynı zamanda grafięin eęimine bakılarak da duyarlılığın ölçülebileceęi görölmektedir (Finney, 1971).

Doęru üzerindeki deęerlerin bilinmesiyle uyarıcı seviyesini temsil eden  $x_1$  ve  $x_2$  noktalarının apsis üzerine yerleřtirilmesi ve probit ölçü üzerine karşılık gelen  $Y_1$  ve  $Y_2$  noktalarının bulunması bize doęrunun eęimini verecektir. Eęer eęim  $b$  ile gösterilirse,

$$b = \frac{Y_2 - Y_1}{x_2 - x_1} \quad (3.59)$$

şeklinde bulunacaktır. Elde edilen bu deęer,  $Y = a + bX$ ,  $a = Y_1 - bX_1$  veya  $a = Y_2 - bX_2$ , regresyon eřitliklerinin elde edilmesini saęlar. Bu eřitlik bizim  $m$  ile göstereceęimiz  $LD50$ 'nin yerleřtirilmesi içinde kullanılmaktadır.  $Y = 5$  ve  $x = m$  koyarak, regresyon denklemini  $5 = a + bm$  olur ki  $m$  için çözüm elde edilebilir (Gür, 1995).

### 3.4.5 Probit Regresyon Doęrusunun Çizilmesi

Uyarıcı seviyesi ve ölüm arasındaki iliřkiye ait deneysel veriler elde edildięinde ve parametrelerin tahmininde grafik yaklařım veya aritmetik yaklařım kullanılmaktadır. Herhangi birinin kullanımı probit dönüşümüne baęlıdır. Grafik yaklařım, bir çok deney için daha hızlı ve kolay sonuç vermektedir. Aritmetik yaklařım ise karmařık problemler ve kesin sonuçların elde edilmesinde kullanılmaktadır. Grafik yaklařımın kullanılması, aritmetik yaklařımın kullanımıyla birleřtirilerek aritmetik yaklařımın uygulanmasına da kolaylık saęlamaktadır (Finney, 1971).

Parametrelerin tahmin edicilerinin bulunmasına yönelik uygun bir regresyon doęrusunun oluřturulması yukarıda bahsedilen yöntemlerle olmaktadır. Bu tür bir doęrunun

oluşturulması problemi ayrıntılı bir şekilde incelendiğinde, olağan durumda iki değişken arasındaki ilişkiyi ölçmek için, probit değerlerine bir doğru oluşturulması ile bir regresyon doğrusu oturtulması arasında temel bir farklılık gösterir. Bir regresyon doğrusunun oturtulmasında ve doğruluğunun sınanmasındaki temel varsayım, bağımsız değişken  $x$ 'in tüm seviyelerinde, bağımlı değişken olan  $Y$ 'nin varyansının aynı olmasıdır. Probit regresyon doğrusunda varyans  $LD50$ 'de en küçük olur (Tablo 4.7) ve % 100 ile % 0 öldürme seviyesinde sonsuza gider. Hatasız bir şekilde regresyon doğrusunu tam olarak oturtabilmek için her bir noktadaki değerleri varyansın tersi ile ağırlık vererek ölçmek gerekir. Bu bize, verilen bir uyarıcı seviyesinde öldürme olasılığına  $P$  ve hayatta kalanların olasılığına da  $Q = (1 - P)$ 'yi verir. Buradan düzeltilmiş ağırlıklı katsayı değeri de  $w = Z^2/PQ$  olur. Burada  $Z$ ,  $P$  olasılığına karşılık gelen normal dağılım ordinatıdır. Ağırlıklı katsayıların kullanımına örnek olarak  $\bar{x}$ ,  $\sum(nx)/\sum(n)$  formülünün yerine  $\sum(nwx)/\sum(nw)$  formülü kullanılarak hesaplanır (Finney, 1971).

### 3.4.5.1 Grafik Yaklaşım

Bu yaklaşım bazı araştırmaların sonuçlarının analizi için kolay ve hızlı sonuçlara götürebilir. Fakat daha karmaşık ve tahmin değerlerinde daha kesin sonuçlar için her zaman uygun olmayabilir. O zaman aritmetik yaklaşımın kullanımı daha doğru olacaktır (Finney, 1971).

Bu yaklaşım kullanılırken, tahmin yapabilmek için ilk önce her uyarıcı seviyesi için gözlenen öldürme yüzdeleri hesaplanmalı, Fisher ve Yates'den alınan Tablo I kullanarak probitlere dönüştürülmelidir (Fisher ve Yates, 1963).

Probitler, uyarıcının seviyesinin logaritmasını  $x$ 'ler olacak şekilde yerleştirilmeli ve göreceli olarak çizilen bir doğru mümkün olduğu kadar noktalarla uyumlu olmalıdır. Doğru çizildiğinde verilerle uyumu araştırıldığında yalnızca noktaların dikeydeki sapmalarına dikkat edilmelidir. Doğru öyle yerleştirilmelidir ki çizilen probit değerleriyle aynı uyarıcı seviyesindeki çizgide olan probitler arasındaki farklar mümkün olduğunca küçük olmalıdır. En uçtaki probitlerin, örneğin 2,5 - 7,5 alanı dışındakilerin çok az ağırlığı vardır ve ara probit değerlerini veren yığımlarda daha fazla denek kullanmadıkça bu değerler dışında kalan değerler ihmal edilebilir (Finney, 1971). Bu doğruya, istatistik biliminde,  $x$ 'deki ölümlülük probitlerine ait ağırlıklı regresyon doğrusu denir. Bu doğru daha uygun bir doğrunun çizilmesine yönelik aritmetik işlemleri başlatmak içinde kullanılabilir.

Dikkatli bir şekilde yapılan bir deney için deneysel probitleri düz bir doğruya yaklaştırmak amacıyla çizilse de bu geçici doğrunun geliştirilmesi için hiçbir zorunluluk yoktur. Yalnızca konu ve deney tecrübesi bu doğruyu çizmede önemli bir rehber olabilir. Fakat probit analizi kullanan bir çok araştırmacının bakış tahminleri yeterli olduğundan aritmetik işlemlerle gereksiz yere vakit ve emek harcanacağı unutulmamalıdır. Yalnızca göreceli tahminle doğruyu kesinleştirmeye karar verilmişse,  $Y = 5$  'deki uyarıcı seviyesi olan  $\log(LD50)$  doğrudan  $m$  olarak tahmin edilir. Doğrunun eğimi olan  $b$ ,  $1/\sigma$  'nın bir tahmin edicisidir ki bu  $x$  'deki bir birim artış için  $Y$  'de olan artıştan elde edilmiştir. Sonra bu iki parametre, uyarıcı seviyesi ve öldürme arasındaki tahmin edilen ilişkiyi veren denklem (3.58) ifadesinde yerine konular ve bu denklem yardımıyla  $Y$  değeri bulunur (Finney, 1971).

Bu elde edilen doğrunun verilere uygun olarak yerleşip yerleşmediğini test etmek için  $\chi^2$  testi kullanılır.  $\chi^2$  değeri, doğru ve gözlem arasındaki uyumun geçerliliğini gösterir. Test denekleri uyarıcıya bağımsız olarak ulaşamadıklarından veya hatasız doğru, uyarıcı seviyesi ve probit arasındaki ilişkiyi yeterince göstermediğinden, oldukça anlamlı bir  $\chi^2$  ortaya çıkabilir. Bu yüzden, denklemin yeterliliğine karar vermek için  $nP$  beklenen değeri ile gerçekten etkilenmiş olanların  $r$  gözlenen değeri ile karşılaştırılır. Farkların önemine ait  $\chi^2$  testi, bu farkların her birinin karesi alınarak karelerinin  $(1-P)$  ile bölünmesi ve tekrardan listelenmiş  $nP$  değerine bölümü ile elde edilir. Eğer Şekil 4.2'deki doğru yeterli bir yaklaşımla çizilmişse, bu miktarların toplamı olan  $\chi^2$  anlamsız olur. Denklem (3.58)'in iki parametresi verilerden tahmin edildiğinden dolayı  $\chi^2$  'nin serbestlik derecesi, test edilmiş uyarıcı konsantrasyonlarının sayısından 2 eksiktir. Hesaplanan  $\chi^2$  değeri,  $\chi^2_{(k-2)}$  tablo değerinden küçük ise anlamsızdır (Finney, 1971).

İstatistik biliminden de bilindiği gibi çok iyi bilinen bir sonuç olarak  $n$  genişliğindeki bir örnek içinde etkilenmiş olan deneklerin gözlenmiş  $P$  oranının varyansı,  $PQ/n$  'dir. Varyansın karekökü standart sapma olarak bilinen (yaklaşık olarak  $P$  'nin ortalama değeri)  $\sqrt{PQ/n}$  değeridir. Burada oranlar probitlere dönüştürüldüğünden  $P$  'nin varyansının yerine probitlerinininki kullanılmaktadır. Kelley, gözlenmiş tek bir ölüm yüzdesi probitinin varyansını,  $\sigma^2 PQ/nZ^2$  olarak bulmuştur. Standart sapma teriminde  $\sigma^2 = 1$  olduğundan bir probitin varyansı,  $PQ/nZ^2$  olarak değiştirilebilir ve doğru boyunca farklı değerler alır. Bu yüzden her bir gözleme kendi gerçek güvenilirliği ile orantılı bir ağırlık verebilmek için çarpan olarak  $n$  yerine varyansın tersi alınır (Bliss, 1935). Burada ağırlık,

$nZ^2/PQ$  olarak alınmış ve Bliss tarafından (3.60) ifadesindeki gibi yazılıp, ağırlıklandırma katsayısı ( $w$ ) olarak adlandırılmıştır.  $w$ ,  $P$  üzerinde sağlanacak bilgi yönünden yığın üzerindeki gözleme verilecek bir ağırlığı temsil etmektedir.  $P$ 'nin probitine verilmiş bir ağırlık  $nw$  olarak gösterilebilir. Burada  $w$

$$w = \frac{Z^2}{PQ} \quad (3.60)$$

ve  $Z$ ,  $P$  olasılığına karşılık gelen normal dağılıma ait ordinattır. Fisher ve Yates (1948), 0,1 aralıklarda  $Y$  değerleri için ağırlıklandırma katsayısı  $w$ 'leri tabloştürmüştür. Fisher ve Yates tarafından oluşturulan *Statiscal Tables For Biological, Agricultural and Medical Research*'taki tablo, Finney tarafından Tablo II olarak düzenlenmiştir (Finney, 1971).

Ağırlıklandırma katsayıları  $\log(LD50)$ 'nin standart hatasını tahmin etmek için kullanılır. Bu amaçla kullanılan her bir uyarıcı seviyesine ait  $Y$  değeri, göreceli olarak çizilen geçici regresyon dorusundan okunmalıdır. Ağırlıklandırma katsayısı, her bir  $Y$  için Tablo II'den belirlenir ve bu katsayı, test edilen deneklerin sayısı olan  $n$  ile çarpılır, sonra  $nw$  değerleri bütün uyarıcı seviyeleri için toplanmalıdır. Eğer  $\log(LD50)$ , deneyde kullanılan uyarıcı seviyelerinin ortalama değerinden çok farklı değilse, standart hatası yaklaşık olarak  $1/(b\sqrt{\sum nw})$  olur. Eğer tahmin edilmiş  $\log(LD50)$ , ağırlıklı ortalama uyarıcı seviyesinden veya  $\sum(nwx)/\sum(nw)$  dan uzaksa bu ciddi bir eksik tahmindir.  $b$ 'nin varyansı  $1/\sum nw(x-\bar{x})^2$  ile  $m$ 'nin varyansı, daha kesin bir değer olarak,

$$V(m) = \frac{1}{b^2} \left( \frac{1}{\sum(nw)} + \frac{(m-\bar{x})^2}{\sum nw(x-\bar{x})^2} \right) \quad (3.61)$$

ile hesaplanır.

Güven aralıklarının belirlenmesinde, beklenen ölüm ve gözlenen ölüm değerleri arasındaki farkın ağırlıklı kareleri toplamı olan  $\chi^2$  çok önemlidir.  $\chi^2$  anlamlı bulunmuşsa bütün varyanslar  $\chi^2/(k-2)$  heterojenlik faktörü ile çarpılmalı ve güven limitleri buna göre bulunmalıdır (Finney, 1971).

### 3.4.5.2 Aritmetik Yaklaşım

Bazı araştırmalarda karmaşık sonuçların analizi ve daha kesin değerlere ulaşma gereğinden dolayı yukarıda anlatılan grafik yaklaşım her zaman kullanışlı olmayabilir. Bu yüzden burada aritmetik yaklaşımın kullanılması irdelenecektir.

Aritmetik yaklaşım verilerdeki karışıklığın giderilmesinde grafik yaklaşıma göre daha başarılı sonuçlar almaktadır (Finney, 1971). Örneğin gözlemler Şekil 4.2'deki gibi yerleştirildiğinde göz kararı ile oluşturulan doğrunun ne kadar doğru sonuçlara götüreceği şüphelidir. Gözlemlere verilen ağırlıklardaki farklılıklar objektif hesaplama metotları olmazsa bu gözlemlerin başarılı bir şekilde analiz edilmesi de çok zordur. Birkaç farklı materyal veya uyarıcı seviyesi değişkenleri testte aynı zamanda olduklarında, bu yöntemde duyulan ihtiyaç daha da artmaktadır.

$$Y = 5 + b(x - m)$$

Yukarıda verilen probit regresyon denklemini, (3.58) tahmin etme metodunun matematiksel temeli ile bir işlemler dizisi, geçici bir probit regresyon doğrusunun çizilmesiyle başlar ve burada bulunan  $Y$  değerlerinin yardımıyla ağırlıklandırma katsayıları Tablo II'den alındıktan sonra  $1/\sigma$ 'nın tahmin edicisi  $b$  hesaplanarak uyarıcı seviyesi üzerindeki probit ölüm oranının, ağırlıklandırılmış regresyon denklemi hesaplanır. Burada  $w$ , ağırlıklandırma katsayısıdır ve denklem (3.60) ile gösterilir. Regresyon denklemini oran  $p$ 'den direkt olarak elde edilen deneysel probitler için hesaplamak yerine çalışma probitleri için hesaplamak gerekir. Çalışma probitleri şöyle tanımlanmaktadır (Finney,1971):

$$w = \frac{Z^2}{PQ}$$

$$Y_{\zeta} = Y + \frac{p - P}{Z} = Y - \frac{p}{Z} + \frac{P}{Z} = y_{\min} + \frac{p}{Z} \quad (3.62)$$

veya

$$Y_{\zeta} = Y - \frac{q - Q}{Z} = Y + \frac{Q}{Z} - \frac{q}{Z} = y_{\max} - \frac{q}{Z} \quad (3.63)$$

Burada  $Y$ , geçici doğrudan alınmış beklenen probittir.  $p$  ve  $Z$  olasılık ve ordinata karşı gelen değerlerdir. Bu formüllerin kullanımı araştırmanın verilerine göre tercih edilebilir.

$$Y_{100} = Y + \frac{Q}{Z} \quad (3.64)$$

(3.64) eşitliliği, maksimum çalışma probiti olarak bilinir. Yığındaki tüm denekler öldüğünde  $p = 1$  ve deneysel probite karşılık gelen değer ise sonsuzdur. Fakat geçici doğrudan saptanan maksimum çalışma probiti regresyon denkleminin saptanmasında kullanılır (Finney, 1971). Benzer bir biçimde

$$Y_0 = Y - \frac{P}{Z} \quad (3.65)$$

minimum çalışma probitidir. Finney ve Stevens minimum ve maksimum çalışma probitlerini 0,1 aralıklarla  $Y$  değerleri için  $1/Z = y_{\max} - y_{\min}$  farkını listelemişlerdir (Tablo III). Burada  $Z$

$$Z = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(Y-5)^2} \quad (3.66)$$

olarak hesaplanır ve  $p$  olasılığına karşılık gelen normal dağılıma ait ordinattır. Tablo III minimum ve maksimum çalışma probitlerini ve  $(1/Z)$  aralıklarını gösterir. Bu tablonun ikinci sütunu  $Y$ , 1,1-6,5 için minimum çalışma probitlerini verir ve dördüncü sütun  $Y$ , 3,5-8,9 için maksimum çalışma probitlerini, ikinci sütun ile dördüncü sütun arasındaki fark ise aralık değerini verir. Sadece birisi listelendiği zaman diğerleri kolayca üretilebilir.

$p$ 'nin diğer değerleri için çalışma probitleri, Tablo III'ü kullanarak hesaplanabilir ve Tablo IV bu şekilde oluşturulur. Tablo IV,  $Y$ 'nin 0,1 aralıklarındaki çalışma probitlerini verir. Genelde çalışma probitleri, deneysel probitlerden elde edilen beklenen probitlerden pek farklılık göstermez (Finney, 1971).

### 3.4.6 Regresyon Denklemi

$x$  uyarıcı seviyesi üzerinde, çalışma probitlerinin doğrusal regresyon denklemi, uyarıcı-cevap ilişkisinin geliştirilmiş bir tahminidir. Bu doğrunun, göreceli olarak oluşturulan doğrudan belirgin farkları varsa yeni bir geçici doğru olarak kullanılabilir ve işlemler tekrar edilebilir.

Aslında en çok olabilirlik tahmini son hesaplamaların süresiz olarak tekrarlanmasının yardımıyla yeni bir doğru saptama işlemi olarak bilinir. İlk geçici doğrunun çok düzenli bir şekilde çizilmesi hesaplamaların sadece tek bir işlemde yeterli bir uyumu vermesi gerekliliğini ortaya koyar, buna karşılık, deneysel probitler çok düzensiz olduğunda, ikinci işlem gerekli olabilir. İkinci işlemde, birinci işlemde bulunan probit regresyon denkleminin yardımıyla  $Y$  değerleri elde edilir. Bu değerler virgülden sonra tek basamağa yuvarlanarak Tablo IV ve Tablo II'den çalışma probitleri ağırlıklandırma katsayıları bulunur. Bu değerleri kullanarak ve birinci işlemdeki hesaplamaları tekrarlayarak ikinci bir probit regresyon denklemi elde edilir. Bu iki denklem arasındaki fark çok az olacaktır. Bu işlemler yeteri kadar tekrarlandığında iki denklem arasındaki fark önemsenmeyecek kadar az olacaktır. Araştırmacı istediği kesinliğe ulaştığında bu tekrar denklem yazma işine son verebilecektir (Finney, 1971).

Burada  $nP$  veya  $nQ$  değerlerine tehlikeli derecede uç değerler vererek  $\chi^2$ 'yi artıran, 6'dan büyük ve 4'ten küçük  $Y$  değerlerine dikkat edilmelidir. Çünkü bu değerler testin geçerliliğini tehlikeye sokabilir. Bu değerlerin  $\chi^2$ 'ye olan katkılarını azaltmak için en yüksek ve en düşük beklenen değerleri gruplandırmak gerekir (Finney, 1971). Bu gruplandırma, beklenen ve gözlenen değerlerin karşılaştırılması kısmında yapılmalı ve en yüksek beklenen değer ile bir sonraki en yüksek değere, en düşük beklenen değer ile bir sonraki en düşük beklenen değere karşılık beklenen ölüm değerlerinin aşağıda verilen formül ile yazılmasıyla bulunur.

$$r - np = \frac{\sum n_i \sum (r_i - n_i p_i)}{\sum n_i p_i \sum (n_i - n_i p_i)} \quad (3.67)$$



### 3.4.7 Ortalama Öldürücü Dozun (LD50) Güven Aralıkları

Aritmetik yaklaşımda çoğu zaman doğru sonuçları vermeyen hesaplamalar ve grafik yaklaşım kullanılırken daha kesin güven aralıklarını verebilmesi için Fieller tarafından ifade edilen bir teoremin özel bir durumu olan aralık formülü aşağıdaki gibi kullanılır (Finney, 1971).

1) Heterojenlik yoksa ( $\chi^2$  anlamlı değil)

$$(a) \quad g = \frac{t^2}{b^2 \sum nw(x - \bar{x})^2} \quad ((t = 1,96 \text{ olarak genel oranla } g \text{ küçükse})$$

aralıklar

$$m \pm 1,96 \sqrt{\frac{1}{b^2} \left( \frac{1}{\sum (nw)} + \frac{(m - \bar{x})^2}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \right)} \quad (3.68)$$

formülü ile hesaplanır.

(b) Genel oranla  $g$  dikkate değerse

aralıklar

$$m + \frac{g}{1-g} (m - \bar{x}) \pm \frac{t}{b(1-g)} \sqrt{\left( \frac{1-g}{\sum (nw)} + \frac{(m - \bar{x})^2}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \right)} \quad (3.69)$$

formülü ile hesaplanır.

2) Dikkate değer heterojenlik varsa ( $t$ , % 5 anlamlılık düzeyi ve  $(k-2)$  serbestlik derecesine karşılık gelen tablo değeridir)

$$h = \frac{\chi^2}{\text{serbestlik derecesi}} \quad (3.70)$$

olmak üzere,

$$g = \frac{t^2 h}{b^2 \sum nw(x - \bar{x})^2} \quad (3.71)$$

hesaplanır ve aralıklar

$$m + \frac{g}{1-g}(m - \bar{x}) \pm \frac{t \cdot h}{b(1-g)} \sqrt{\left( \frac{1-g}{\sum (nw)} + \frac{(m - \bar{x})^2}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \right)} \quad (3.72)$$

formülü ile hesaplanır.

### 3.4.8 Probit Regresyon Doğrusunun Güven Aralıkları

Rasgele bir uyarıcı seviyesi için beklenen probit  $Y$  aşağıdaki biçimde elde edilir.

$$Y = \bar{Y} + b(x - \bar{x}) \quad (3.73)$$

$Y$ 'nin varyansı,

$$V(Y) = \frac{1}{\sum (nw)} + \frac{(x - \bar{x})^2}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \quad (3.74)$$

şeklinde ifade edilir (Finney, 1971).  $\chi^2$  değeri önemliyse, bu ifade heterojenlik değişkeni ile çarpılmalıdır.  $Y$ 'nin güven aralığı  $Y \pm s_y \cdot t$ 'dir. Burada  $s_y$ ,  $V(Y)$ 'nin kareköküdür ve  $t$ , kullanılan olasılık seviyesi için normal sapmadır veya önemli heterojenlik varsa bu olasılığa karşı gelen  $t$  tablo değeridir.

Herhangi bir  $x$  değeri için  $Y$ 'nin güven aralıkları oluşmuşsa, bu değerler regresyon doğrusunda konveks ve ortalama uyarıcıda doğruya en fazla yaklaşan iki çizgi üzerinde olacaktır.  $x$ ,  $\bar{x}$ 'den ne kadar fazla uzaklaşırsa, regresyon katsayısı  $b$ 'nin tahmin hatalarının etkisini gösteren (3.74) formülünün ikinci teriminden  $Y$ 'nin varyansına olan katkı o kadar büyük olacaktır (Finney, 1971).

### 3.4.9 Abbott Formülü

Biyolojik arařtırmalarda verilen dozların etkisi arařtırılırken, cevapların sadece uyarıcılardan kaynaklandığını söylemek yanlış olacaktır. Bu tür arařtırmalarda uyarıcılardan başka doğal etkilerin hesaba katılmaması arařtırmanın sonuçlarını yanlış sonuçlara götüreceđi problemi ortaya çıkmaktadır (Finney, 1971). Bu durumda önerilen Abbott düzeltmesinin hesaplanması ařađıda verilmiřtir.

Biyolojik arařtırmalar için zehirleyicilik testinde kullanılan deneklerin hiçbir zehir konsantrasyonu olmadan doğal ölüm oranına  $C$ , yalnız zehir ile ölenlerin oranına  $P$  denilirse, toplam ölüm oranı olan  $P^*$ ,

$$P^* = C + P(1 - C)$$

veya

$$P = \frac{(P^* - C)}{(1 - C)} \quad (3.75)$$

olarak ifade edilir ve (3.75) ifadesi Abbott formülü olarak bilinir (Finney, 1971).

#### 3.4.9.1 Doğal Ölüm Parametrelerin Yaklaşık Kestirimleri

Tolerans dağılımının parametrelerinin en çok olabilirlik kestirimine dayanarak doğal ölümler için uyarılmanın etkisi genellikle ihmal edilir. Bunların en önemlisi, zehirlenme söz konusu olduğunda, zehirlenmeye maruz kalan deneklerin sayısının artık yığındaki toplam denek sayısı  $n$  değil, ortalama olarak  $n(1 - C)$  alınmasıdır.

$C$  tam olarak biliniyor olsa bile probit analizi yapılırken iki durum ortaya çıkar.  $C \neq 0$  olduğunda, ölenlerin ve yaşayanların toplam oranı yani, sırasıyla,  $P$  ve  $Q$  alınır. Finney (1971), bu iki durumu aşağıdaki gibi birleştirerek  $w = Z^2/PQ$  yerine,

$$w = \frac{Z^2}{Q\left(P + \frac{C}{1-C}\right)} \quad (3.76)$$

ifadesini kullanmıştır.

$w$ 'nin değerleri % 0'dan % 90'a kadar % 1 aralıklarla ve beklenen probit 0,1 aralıklarında Tablo II'de verilmiştir.

$C = 0$  olduğunda bu formül basit ağırlık katsayıları için kullandığımız basit formülümüz (3.60) ifadesine indirgenir.  $C$ 'nin diğer değerleri için bu katsayılar,

$$\frac{P}{\left(P + \frac{C}{1-C}\right)} \quad (3.77)$$

değeri ile çarpılmalıdır.  $C$ , % 5'ten büyük olmasa bile, özellikle beklenen probit küçükse  $w$ 'nin değerlerinde indirgeme söz konusu olabilir.  $C = 0$  hariç  $w$ ,  $Y = 5$  değeri civarında simetrik değildir. Fakat azalma küçük  $Y$  değerleri için daha hızlı olur.  $w$ , Tablo II'in yardımıyla kolayca hesaplanabilir (Finney, 1971).

### 3.4.9.2 En Çok Olabilirlik Kestirimleri

Yapılan araştırmaya göre doğal ölüm oranının yüksek olduğu çıkıyorsa, kontrol yığını çok küçükse veya ölümlülük testi düzensiz ise  $C$ 'yi tahmin etmek zordur (Finney, 1971).

Aşağıda formülü verilen  $x' = Q/Z$  yardımcı değişkeninin sayısal değeri Tablo II'de verilmiştir.

En çok olabilirlik denklemleri ise şöyle kurulur:

$$b \sum nw(x-\bar{x})^2 + \frac{\partial C}{1-C} \sum nw(x-\bar{x})(x'-\bar{x}') = \sum nw(x-\bar{x})(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta) \quad (3.78)$$

$$b \sum nw(x-\bar{x})(x'-\bar{x}') + \frac{\partial C}{1-C} \sum nw(x-\bar{x})^2 = \sum nw(x-\bar{x})(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta) \quad (3.79)$$

$$a = \bar{Y}_\zeta - b\bar{x} - \frac{\partial C}{1-C} \bar{x}' \quad (3.80)$$

Katsayılar matrisinin tersi

$$V = \begin{pmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{pmatrix} \quad (3.81)$$

ifade edilir.

Yukarıda verilen hesaplamalar sonucunda geçici bir probit doğrusu oluşturulur ve ağırlıklar ile çalışma probitleri Abbott formülü altında elde edilir. Her bir  $Y$  için  $Q/Z$  bulunur ve işlem basamaklarına ilave edilir. (3.78) ve (3.79) denklemleri  $b$  ve  $\partial C/(1-C)$ 'yi verir.  $b$  ile  $\partial C/(1-C)$ ,  $x$  ve  $x'$  üzerinde  $Y$ 'nin kısmi regresyon katsayılarıdır.  $b$ , probit regresyon katsayılarına yeni bir yaklaşımdır.  $(C + \partial C)$  ise doğal ölüm oranına yeni bir yaklaşımdır (Finney, 1971). Hesaplamalarda ağırlıklandırılmış kareler toplamı ve çarpımı kullanılır.

$$\sum nw(x-\bar{x})(x'-\bar{x}') = \sum (nwx'x)' - \frac{\sum (nwx) \sum (nwx')}{\sum (nw)} \quad (3.82)$$

Denklem (3.80), yeni regresyon denklemindeki ( $Y = a + bx$ ) sabit terimi verir.  $n_c$  deneklerdeki sıfır uyarıcı seviyesinde test edilirse ve bunların ölenleri  $r_c$  ise, doğal ölüm oranının tahminini

$$c = \frac{r_c}{n_c}$$

ifadesiyle elde ederiz. Bu sadece kontrol grubundan türetilir. (3.78) ve (3.79) denklemlerinde,  $\frac{n_c(1-C)}{C}$  ve  $\frac{n_c(c-C)}{C}$  değerleri sırasıyla;  $\sum nw(x' - \bar{x})^2$  ve  $\sum nw(x' - \bar{x})(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta)$  değerlerine eklenmelidir.

(3.78) ve (3.79) denklemleri, katsayılar matrisinin tersi  $V$  ile çözülür.  $b$  ve  $\partial C/(1-C)$  tahminleri ve varyansları elde edilir (Finney, 1971).

En çok olabilirlik kestirimi iyi bir şekilde yapıldığında,

$$\chi^2 = \sum nw(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta)^2 - b \sum nw(x - \bar{x})(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta) - \frac{\partial C}{1-C} \sum nw(x' - \bar{x})(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta) \quad (3.83)$$

değeri verilerin doğru için homojen olup olmadığını verir.  $\chi^2$ 'nin serbestlik derecesi ise kontrol grupları da dahil uyarıcı seviyelerinin toplam sayısının 3 eksiğidir.

(3.83) denkleminde  $\sum nw(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta)^2$ , sapmaların kareleri toplamı olarak yorumlanabilir ve bu toplama, kontrol gruplarından gelen  $n_c(c-C)^2/C(1-C)$  katkısı eklenmelidir.

Uyarıcıların seviyelerinin tahmininde ve güven aralıklarının hesaplanmasında aşağıda verilen formüller kullanılmaktadır.

$$m = \log(LD50) = \bar{x} + \frac{\left(5 - \bar{Y}_\zeta + \frac{\partial C}{1-C} \bar{x}'\right)}{b} \quad (3.84)$$

Denklem (3.61), sonradan katılan tahminlerden dolayı değiştirilmesi gerekir ve aşağıda verildiği gibi düzenlenir.

$$V(m) = \frac{1}{b^2} \sqrt{\left( \frac{1-g}{\sum (nw)} + \bar{x}^2 V_{22} - 2\bar{x} (m - \bar{x}) V_{12} + (m - \bar{x})^2 V_{11} \right)} \quad (3.85)$$

Eğer heterojenlik varsa tüm varyanslar heterojenlik faktörü ile çarpılmalı ve kesin olmayan durumlarda  $\chi^2$ , 4'ten küçük beklenen değerlerin gruplanmasıyla bulunmalıdır.

Güven aralıklarının hesaplanmasında  $g = (1,96)^2 V_{11}/b^2$  değerinin 0,05'i aşıp aşmadığına ve  $\chi^2$  değerinin tablo değerinden büyük olup olmadığına dikkat edilmelidir. Eğer  $g$  değeri 0,05'ten küçük ve verilerimiz homojen bulunursa  $m$ 'nin güven aralıkları hesabı için (3.85) denklemi kullanılmalıdır (Finney, 1971).

### 3.5 Verilerin Elde Edilmesi

Araştırmanın verileri Doç. Dr. Elif İpek SATAR'ın 1996 yılının Ekim ayında yüksek lisans çalışması için Dicle Nehrinden topladıkları *Gammarus Pulex* isimli canlıların laboratuvar ortamında *Thionan* kimyasalının uygulanması üzerine gözlenen ölüm-kalım sayılarının tablolara dönüştürülmesinden elde edilmiştir.

Denekler 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35 mikro gramlık ( $\mu_g$ ) *Thiodan* konsantrasyonlarında, 24, 48, 72 ve 96 saat bekletilmiş ve her 24 saat sonucunda ölüm-kalım sayıları tablolara aktarılmıştır. Tablolar oluşturulurken farklı konsantrasyonlarda ve farklı sayılarda denekler kullanılmıştır. Burada incelenecek veriler için 55 adet deneğin yukarıda belirtilen konsantrasyonlarda bekletilmesi ile elde edilen ölüm-kalım sayıları probit analizi ile incelenecektir.

Doğal ölümler için düzenlemeler kısmında, *Gammarus Pulex* üzerinde 1, 2,5, 10, 50 mikro gramlık ( $\mu_g$ ) dozlarından elde edilmiş *Thiodan* konsantrasyonunun 25 denek üzerinde uygulanması ile gözlenen ölüm-kalım sayılarından oluşacaktır. Bu deneyde kontrol grubu ve deney grubu 4 gün süreyle bekletilmiş, kontrol grubuna doz uygulanmadan ölümleri gözlemlenmiştir.

### 3.6 Verilerin Elle Hesaplama Adımları

Analizler yapılırken, farklı konsantrasyonlarda bekletilen canlılar için,  $LD_{50}$  (% 50 lethal dose) ve  $LD_{90}$  (% 90 lethal dose) değerlerinin bulunmasına yöneliktir. Bu değerler için aynı zamanda istatistiksel olarak güven aralıkları, parametre tahminleri, parametrelerin güven aralıklarının bulunması hesaplanmıştır.

Çalışmanın birinci adımında elde edilen ham veriler tablolaştırılarak, karmaşık olmayan veriler için uygun görülen, grafik yaklaşım ile elle hesaplamalar yapılmış ve bu yaklaşımda, probit regresyon doğrusunun çizilmesi için göz kararıyla uygun bir doğrunun çizilmesi ve bu doğrunun verilere uyumuna bakılması yapılmıştır.

İkinci adımda, birinci adımı takiben aritmetik yaklaşım kullanılmış ve hesaplamalarla daha kesin sonuçlara varılmaya çalışılmıştır. İkinci adımda uygulanacak aritmetik yaklaşım birinci adıma göre daha karmaşık hesaplar içermiş fakat daha kesin sonuçlar vermiştir.

Üçüncü adım, birinci ve ikinci adımdan bağımsız olarak doğal ölümlerin analizde kullanılacak yöntemlere ve hesaplamalara etkisinin katılmasıyla düzeltilmiş sonuçların elde edilmesine yönelik olmuştur. Bu yaklaşımda da elle hesaplamalar yapılarak, sonuçlar sunulmuştur.

### **3.7 Verilerin Bilgisayar Paket Programları Yardımıyla Hesaplama Adımları**

Yukarıda belirtilen yaklaşımlardan, aritmetik yaklaşım ve doğal ölüm gözlenmesi durumunda uygulanan veriler bu bölümde de kullanılmıştır. Verilerin analizinde SPSS (Versiyon 13.0) ve Minitab (Versiyon 12.1) bilgisayar programları kullanılmıştır.

Ayrıca hesaplamaların karmaşık ve uzun olacağı düşünülerek, öldürücü dozların tespiti yapılırken, deneklerin 4 gün süreyle gözlemlenmesi söz konusu olduğu durumda, gün değişkeni faktör olarak incelenerek paket programlar yardımıyla hesaplanması yapılmıştır. Her günün sonunda ölçüm yapıldığı için gün değişkeni 1., 2., 3. ve 4. gün olarak değişkenlere ayrılmıştır.



## 4. BULGULAR

### 4.1 Grafik Yaklaşım Sonucu Elde Edilen Bulgular

Bu yaklaşım için ham verilerden elde edilecek sayısal değerlerin tablolaştırılmasının yapılması ve bu tabloların hesaplarının yapılması verilmiştir. Bunun sonucunda iyi bir göz uyumu ile probit regresyon doğrusunun veriler üzerinde oluşturulması ve bu doğrudan elde edilen denklem sonucunda  $LD50$  ve  $LD90$  değerlerinin hesaplanması yapılmıştır.

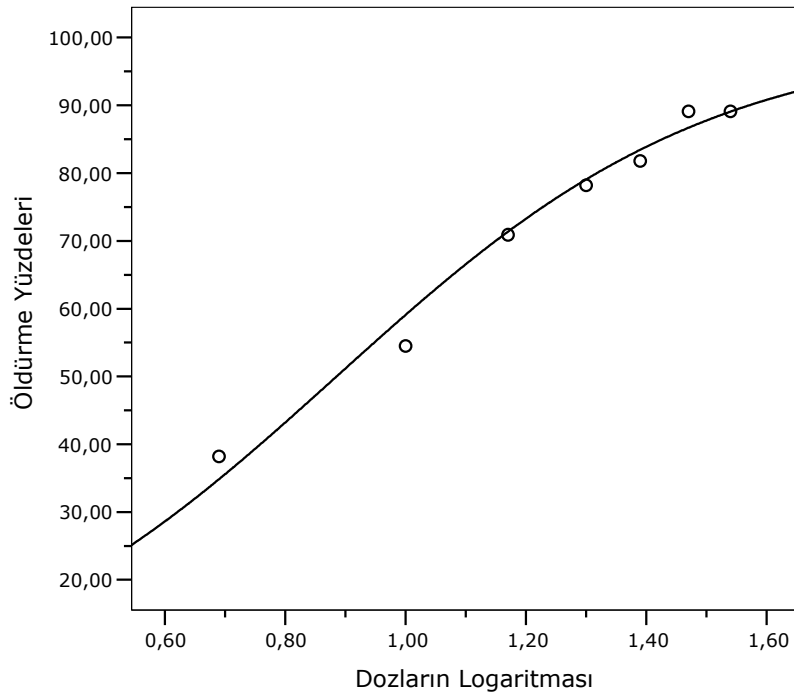
- Öncelikle Tablo 4.1 oluşturulur. Bu tablo oluşturulurken deneyde uygulanan doz değerleri birinci sütuna girilir. İkinci sütun ise deneklerin sayısını ( $n$ ) ifade eder. Üçüncü sütuna dozların uygulanması sonucunda ölen deneklerin sayıları ( $r$ ) girilir. Son sütun ise uygulanan dozlar sonucunda ölen deneklerin yüzdesini ifade eder. Bu sütunda hesaplama yapılırken,  $p = (r/n)100$  formülü kullanılır. Bu oluşturulan Tablo 4.1 ana tablodur ve araştırmanın verilerinden doğrudan okunabilir.

Thiodan® Doz Seviyesi ( $\mu_g$ )	Deneklerin Sayısı ( $n$ )	Ölenler ( $r$ )	Öldürme Yüzdesi ( $p$ )
5	55	21	38,2
10	55	30	54,5
15	55	39	70,9
20	55	43	78,2
25	55	45	81,8
30	55	49	89,1
35	55	49	89,1

**Tablo 4.1 :** Grafik yaklaşım verilerinin tablosu.

- Tablo 4.1 oluşturulduktan sonra Tablo 4.2'nin oluşturulmasına geçilir. Bu tabloda birinci sütun ( $x$ ) dozların logaritmik bir değere dönüştürülmüş halidir. Dönüştürme yapılırken 10 tabanına göre logaritma veya  $e$  tabanına göre logaritma dönüşümü kullanılır. Bu dönüşümden önce eğer doz seviyeleri çok büyük değerler ise 10'nun uygun kuvvetiyle bölünür veya çok küçük değerler ise 10'nun uygun kuvvetiyle çarpılıp sonra logaritması

alınır. 10'nun kuvvetiyle çarparken amaç, logaritma dönüşümü sırasında negatif değerlerden kurtulmak, bölerken de çok büyük değerler arasındaki sapmayı küçültmektir. Logaritma dönüşümü yapılırken amaç, doz dağılımını normal dağılıma yaklaştırmaktır. Burada  $x = \log(\text{doz})$  dönüşümü yapılmıştır. Birinci sütun oluşturulduktan sonra ikinci sütuna  $n$ 'ler, üçüncü sütuna ise  $p$ , öldürme yüzdeleri girilir. Dördüncü sütuna (Fisher ve Yates tarafından oluşturulan Tablo I'den öldürme yüzdesine ( $p$ ) bakılarak okunan) deneysel probitler ( $Y_d$ ) girilir.



Şekil 4.1 : Grafik yaklaşım verilerinin sigmoid eğri olarak gösterimi.

- Beşinci sütunun hesaplanması için deneysel probitler ile  $x$ 'ler arasında iyi bir uyumu ile Şekil 4.2'deki gibi probit regresyon doğrusu çizilir. Çizilen bu doğru Şekil 4.1'deki sigmoid eğrinin yaklaşık olarak doğrusallaştırılmasının yapılmış halidir. Bu verilerde, bu doğruyu çizmek oldukça kolaydır fakat her zaman bu böyle olmayabilir. Bu doğru çizilirken % 40 ile % 60 öldürme yüzdesine denk gelen aralığın çizimine dikkat edilmelidir. Pratikte bu uygulama için 2,5 probit ile 7,5 probit aralığının dışında kalan değerlerin ağırlığı az olduğundan grafik çiziminde veriler yeterli ise bu aralık dışında kalan değerler ihmal edilebilir. Uygun bir doğru çizildikten sonra doğrunun uçlarındaki uygun iki nokta alınarak,  $Y = a + bx$  denkleminden  $b = (Y_2 - Y_1)/(x_2 - x_1)$  formülü ile  $b$  yaklaşık olarak bulunabilir.

% 50 öldürmeye yani  $m = \log(LD50)$  değerine denk gelen 5 probit değeri için çizilen doğrudan bakılarak,  $m$  değeri denklemde yerine konulur. Bu iki parametre,

$$m = \log(LD50) = 0,8839$$

$$b = 1,904$$

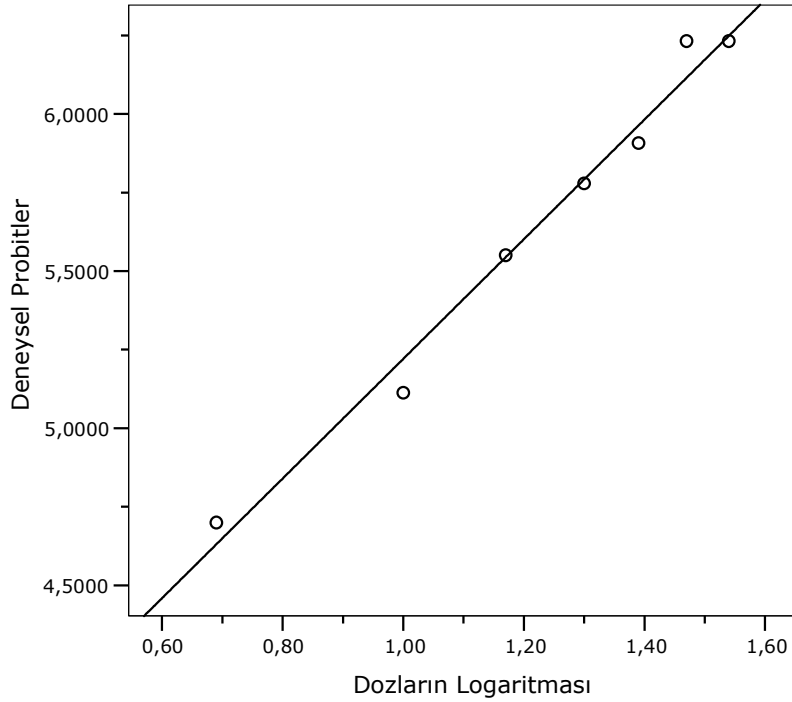
Bliss (1934) tarafından önerilen denklemde yerine konulursa,

$$Y = 5 + \frac{1}{\sigma}(x - \mu) \quad (4.1)$$

$$Y = 5 + 1,904(x - 0,8839)$$

$$Y = 3,317 + 1,904x \quad (4.2)$$

denklemini bulunur. (4.2) denkleminde  $b$ ,  $1/\sigma$ 'nın ve  $m$  de  $\mu$ 'nün tahmin edicisidir.



Şekil 4.2 : Grafik yaklaşım verilerindeki sigmoid eğrinin probit regresyon doğrusuna dönüştürülmüş şekli.

Denklem yaklaşık olarak bulunduktan sonra  $x$ 'ler (4.2) denkleminde yerine konularak beklenen probitler hesaplanır ve Tablo 4.2'de beşinci sütuna girilir.

Dozların Logaritması ( $x$ )	Denekler ( $n$ )	Ölenler ( $r$ )	% Öldürme ( $p$ )	Deneysel Probit ( $Y_d$ )	Beklenen Probit ( $Y$ )
0,6990	55	21	38,2	4,6998	4,6478
1,0000	55	30	54,5	5,1130	5,2210
1,1761	55	39	70,9	5,5505	5,5563
1,3010	55	43	78,2	5,7790	5,7942
1,3979	55	45	81,8	5,9078	5,9787
1,4771	55	49	89,1	6,2319	6,1294
1,5441	55	49	89,1	6,2319	6,2569

**Tablo 4.2 :** Grafik yaklaşım verilerinin probit regresyon doğru denklemi sonucunda beklenen probitlerinin tablosu.

- Tablo 4.2'nin hesaplanması bittikten sonra, bulunan (4.2) denkleminin verileri temsil edip etmediğini kontrol etmek için Tablo 4.3 oluşturulmalıdır. Bu tablonun ilk sütununu  $x$ 'ler oluşturur. İkinci sütuna ise beklenen probitler ( $Y$ ) girilir. Üçüncü sütunda ifade edilen  $P$ 'ler beklenen ölüm yüzdeleridir. Ölüm yüzdelerinin bulunması Fisher ve Yates tarafından oluşturulmuş olan Tablo I'den tersten (beklenen probitler yaklaşık olarak tablodan bulunur ve denk gelen yüzdeye bakılır), beklenen probitlere göre bakılarak belirlenir. Beklenen ölüm yüzdesi ( $P$ ) ile gözlenen ölüm yüzdesinin ( $p$ ) farklı olduğu unutulmamalıdır. Dördüncü kolana  $n$ 'ler, beşinci sütuna da  $r$ 'ler girilir.  $n$  ve  $P$  değerleri çarpılarak altıncı sütuna girilir. Altıncı sütunda,  $P$  değerinin yüzde değil, oran olarak ( $P=0,362$ ) hesaplandığına dikkat edilmelidir. Yedinci sütuna  $r-nP$  değerleri hesaplanır ve girilir. Bu  $r-nP$  değerleri gözlenen değer ile beklenen değer arasındaki farkı ifade eder. Sekizinci sütunda hesaplamalar  $(r-nP)^2/nP(1-P)$  formülü ile yapılır. Bu sütunda hesaplamalardan sonra sütunun toplamı alta yazılır. Toplam değer ki-kare ( $\chi^2$ ) hesap değeridir. Bulunan bu ki-kare hesap değeri, tablo değeri ile karşılaştırılarak homojenlik veya heterojenlik yargısına varılır. Bulunan hesap değeri,  $\chi^2 = 0,8281$ ,  $k-2 = 7-2 = 5$  serbestlik derecesi ile  $\chi^2 = 11,1$  tablo değeri ile karşılaştırılır. Karşılaştırma sonucunda  $\chi^2$  hesap değeri, tablo değerinden küçük olduğundan, istatistiksel olarak anlamlılık yoktur ve dolayısıyla heterojenliğe ait kanıt yoktur denir.

Heterojenliğin olmaması bulduğumuz denklemin verileri iyi temsil ettiğini gösterir. Heterojenliğe ait bir kanıt olması durumunda, güven aralıkları bulunurken heterojenlik faktörü (4.7) ile düzenleme yapmak gereklidir.

(x)	(Y)	Beklenen Yüzde (P)	Denekler (n)	Ölenler		Fark (r-nP)	$\frac{(r-nP)^2}{nP(1-P)}$
				Gözlenen (r)	Beklenen (nP)		
0,6990	4,6478	36,2	55	21	19,910	1,090	0,0935
1,0000	5,2210	58,7	55	30	32,285	-2,285	0,3915
1,1761	5,5563	71,1	55	39	39,105	-0,105	0,0009
1,3010	5,7942	78,6	55	43	43,230	-0,230	0,0057
1,3979	5,9787	83,6	55	45	45,980	-0,980	0,1273
1,4771	6,1294	87,1	55	49	47,905	1,095	0,1940
1,5441	6,2569	89,6	55	49	49,280	-0,280	0,0152
$\chi^2_5 =$							0,8281

**Tablo 4.3 :** Grafik yaklaşım verilerinin probit regresyon doğrusuna uyum testi tablosu.

• Tablo 4.4'ün hesaplamaları  $b$  ve  $m$  için güven aralıklarının hesaplanmasına yöneliktir. Bu tablonun birinci sütununa  $x$ 'ler, ikinci sütununa  $n$ 'ler ve üçüncü sütununa da beklenen probitler ( $Y$ ) yerleştirilir. Dördüncü kolana ağırlıklandırma katsayıları ( $w$ ) girilir. Bu katsayılar Tablo II'de  $C = 0$  için veya Tablo III'den beklenen probitlere bakılarak okunur. Beşinci, altıncı ve yedinci sütunlar için sırasıyla  $nw$ ,  $nwx$  ve  $nwx^2$  formülleriyle değerler hesaplanarak girilir ve bu sütunların toplamları hesaplanarak sütunların altına yazılır. Tablo 4.4 hesaplandıktan sonra  $b$ ,  $\log(LD50)$  ve  $\log(LD90)$  için güven aralıklarını hesaplamaya geçilir.

Log(Doz) (x)	Denekler (n)	(Y)	(w)	(nw)	(nwx)	(nwx <sup>2</sup> )
0,6990	55	4,6478	0,6088	33,4840	23,40431	16,3589
1,0000	55	5,2210	0,6255	34,4025	34,40250	34,4025
1,1761	55	5,5563	0,5675	31,2125	36,70875	43,1728
1,3010	55	5,7942	0,5056	27,8080	36,17904	47,0700
1,3979	55	5,9787	0,4453	24,4915	34,23765	47,8622
1,4771	55	6,1294	0,3944	21,6920	32,04171	47,3295
1,5441	55	6,2569	0,3496	19,2280	29,68934	45,8424
				192,3185	226,6633	282,0383

**Tablo 4.4 :** Grafik yaklaşım verilerinin ağırlıklandırma katsayısının bulunması sonucu hesap tablosu.

Bu tablo sonucunda hesaplamalar şöyledir:

$$\bar{x} = \frac{\sum (nwx)}{\sum (nw)} \quad (4.3)$$

$$\bar{x} = \frac{226,6633}{192,3185}$$

$$\bar{x} = 1,1785 \quad (4.4)$$

$\chi^2$  anlamsız çıktığından dolayı  $m$  için standart hata formülü olarak  $s_m = 1/b \sqrt{\sum (nw)}$  kullanılabilir. Fakat  $\bar{x} = 1,1785$  değeri  $m = 0,8839$  değerinden farklı olduğundan dolayı standart hata için düzeltilmiş formül olan

$$s_m = \sqrt{\frac{1}{b^2} \left( \frac{1}{\sum (nw)} + \frac{(m-x)^2}{\sum nw(x-\bar{x})^2} \right)} \quad (4.5)$$

formülünün kullanılması daha doğru olacaktır (Finney, 1971).  $s_m$  bulunurken heterojenliğe ait bir kanıt olmadığından dolayı heterojenlik faktörü hesaplamalara katılmaz. Eğer heterojenlik olsaydı,

$$s_m = \sqrt{\frac{h^2}{b^2} \left( \frac{1}{\sum (nw)} + \frac{(m-\bar{x})^2}{\sum nw(x-\bar{x})^2} \right)} \quad (4.6)$$

şeklinde  $s_m$  için düzeltme yapılmalıydı. (4.6) formülde ifade edilen heterojenlik faktörü

$$h = \frac{\chi^2_{hesap}}{\text{serbestlik derecesi}} \quad (4.7)$$

şeklinde ifade edilir.

$m$  için standart hata değeri,

$$\sum nw(x-\bar{x})^2 = \sum (nwx^2) - \frac{(\sum (nwx))^2}{\sum (nw)} \quad (4.8)$$

$$\sum nw(x-\bar{x})^2 = 282,0383 - \frac{(226,6633)^2}{192,3185}$$

$$\sum nw(x-\bar{x})^2 = 14,8968 \quad (4.9)$$

$$s_m = \sqrt{\frac{1}{(1,904)^2} \left( \frac{1}{192,3185} + \frac{(0,8839 - 1,1785)^2}{14,8968} \right)} \quad (4.10)$$

$$s_m = \sqrt{0,00304}$$

$$s_m = 0,0551 \quad (4.11)$$

olarak hesaplanır. Eğer  $m$  ile  $\bar{x}$  arasında önemli bir fark olmasaydı standart hata için  $s_m = 1/b\sqrt{\sum (nw)}$  formülü ile hesaplama sonucunda  $s_m = 0,03787$  bulunacaktı.

Heterojenliğe ait bir kanıt bulunamadığından dolayı  $m$  için güven aralığı  $m \pm t \cdot s_m$  formülü ile ifade edilir. Burada  $t = 1,96$  olarak tablodan alınır. Merkezi limit teoremine göre  $n$ ,  $+\infty$ 'a yaklaştıkça, dağılım da normale yaklaşır. Heterojenliğe ait bir kanıt bulunması halinde  $t$  için  $k - 2$  serbestlik derecesi ile % 95 için tablo değeri okunarak güven aralığı formülüne katılır.

$0,8839 \pm 1,96 \cdot 0,0551$  ifadesi  $m$  yani  $\log(LD50)$  için güven aralığını ifade eder. Buda 0,7759'dan 0,9918'e kadar olan sınırları ifade eder. Bulunan bu aralık ifadeleri logaritmik olarak ölçülmüş olduğundan sınırların anti-logaritması alınarak gerçek doz değerlerine dönüştürülür. Dönüşüm sonunda  $LD50$  için % 95 güvenle alt sınır 5,9690, üst sınır ise 9,8130 olarak bulunur.

$\log(LD50)$  için yapılan işlemler benzer olarak  $\log(LD90)$  için de yapılarak güven sınırları bulunabilir.  $Y = 3,317 + 1,904x$  denkleminde % 90 öldürücü probit için  $Y = 6,28$  değeri denkleminde yerine konularak  $\log(LD90) = 1,556$  değeri bulunur. Benzer olarak  $\log(LD90)$  için varyans formülü

$$V(\log(LD90)) = \frac{1}{b^2} \left( \frac{1}{\sum (nw)} + \frac{(\log(LD90) - \bar{x})^2}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \right) \quad (4.12)$$

$$V(\log(LD90)) = 0,00407 \quad (4.13)$$

olarak bulunur. Varyansın karekökü standart hatayı vereceğinden

$$s_{\log(LD90)} = \sqrt{0,00407}$$

$$s_{\log(LD90)} = 0,0638 \quad (4.14)$$

olarak bulunur. Heterojenliğe ait bir kanıt bulunmadığından dolayı yine hesaplama heterojenlik faktörü katılmaz.  $\log(LD90) \pm t \cdot s_{\log(LD90)}$  formülü ile  $t = 1,96$  alınarak güven aralığı bulunur.  $1,556 \pm 1,96 \cdot 0,0638$  aralığı % 95 güvenle  $\log(LD90)$  için güven aralığını ifade eder. Bu alt sınır olarak 1,4310'a, üst sınır olarak 1,6810'a karşılık gelecektir. Bulunan bu sınırlarda logaritmik olarak ölçüldüğünden dolayı gerçek doz değerlerine anti-logaritması alınarak çevrilir.  $LD90$  için gerçek sınırlar, 26,9774'ten 47,9773'e kadar olan sınırları verir.

$b$  için güven aralıkları  $s_b$ 'nin bulunmasıyla belirlenir. Heterojenlik olmadığından dolayı  $b$ 'nin varyansı

$$V(b) = \frac{1}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \quad (4.15)$$

$$V(b) = 0,0671 \quad (4.16)$$



olarak bulunur. Varyansın karekökü alınarak

$$s_b = \sqrt{0,0671} \quad (4.17)$$

$$s_b = 0,2590 \quad (4.18)$$

olarak bulunur. Güven aralığı ise  $b \pm t \cdot s_b$  formülünden bulunur. Burada  $t = 1,96$  alınır. Çünkü heterojenliğe ait bir kanıt yoktur.  $1,904 \pm 1,96 \cdot 0,2590$  aralığı  $b$  için % 95 güvenle sınırları ifade eder. Buradan alt sınır 1,3963'ü, üst sınır ise 2,4116'yı verir.

## 4.2 Aritmetik Yaklaşım Sonucu Elde Edilen Bulgular

Bu yaklaşım, grafik yaklaşımda kullanılan verilerin hesaplanmasına yönelik olarak verilecektir. Aritmetik yaklaşım, grafik yaklaşıma göre daha kesin sonuçlar almak için uygulanan bir yaklaşım çeşididir. Fakat basit hesaplar için grafik yaklaşıma göre hesaplama külfeti daha çok olan bir yaklaşımdır. Bu yaklaşımda da hesaplamalar adım adım verilecek olup, adımlardan önce kullanılacak olan çalışma probitlerinin hesaplanmasına yönelik olarak bir örnek sunulacaktır.

### 4.2.1 Çalışma Probitlerinin Hesaplanması

Çalışma probitlerinin hesaplanması, aritmetik yaklaşımda en çok olabilirlik yöntemi ile probit regresyon doğrusunun çizilmesinde gerekli olan adımlardan biridir. Bu yüzden çalışma probitinin nasıl hesaplanacağı önemlidir. Burada kullanılacak olan örnek daha önceki grafik yaklaşımdaki verilerden alınmıştır.

Denekler için kaydedilen öldürme yüzdemiz % 54,5 olsun. Bu öldürme yüzdesine karşılık gelecek deneysel probit değeri 5,113 olacaktır. Düşünelim ki bu probit regresyon doğrusu bize bu değer için beklenen probit değerini 5,22 olarak versin.  $Y = 5,22$  değeri için Tablo III'ü kullanarak çalışma probitini hesaplayalım.

$$Y_c = y_{\min} + \frac{P}{Z} \quad (4.19)$$

$$Y_{\zeta} = 3,7124 + 0,545 \cdot 2,5680$$

$$Y_{\zeta} = 5,1119 \quad (4.20)$$

olarak bulunur. Burada  $p$ , yüzde değil oran olarak alındığına dikkat edilmelidir. Eğer verilerden ölüm oranı değil de hayatta kalma oranı kaydedilmiş ise o zaman

$$Y_{\zeta} = y_{\max} - \frac{q}{Z} \quad (4.21)$$

$$Y_{\zeta} = 6,2804 - 0,455 \cdot 2,5680$$

$$Y_{\zeta} = 5,1119 \quad (4.22)$$

olarak bulunur. Bu hesaplamalar yapılırken Tablo III'ten beklenen probit değerine bakılarak yapılır.  $p$  ve  $q$ 'nin olasılık hesabından bilindiği üzere,  $p + q = 1$  olacağı açıktır.

Çalışma probitleri hesaplanırken daha hızlı sonuca götürmesi açısından Finney ve Stewens tarafından oluşturulan Tablo IV'ten de yararlanılabilir.  $Y = 5,22$  değeri tablodan okunur, % 54,5 değeri % 54 ile % 55 değerleri arasında olduğundan ve tablo 0,1 aralıklarla oluşturulduğundan hesaplamalar basit bir yöntem ile şu şekilde yapılabilir:

$$Y_{\zeta} = 5,100 + \frac{5}{10}(5,125 - 5,100) \quad (4.23)$$

$$Y_{\zeta} = 5,1125 \quad (4.24)$$

Bulunan bu değerler arasındaki fark beklenen probit için virgülden sonra kaç basamağın alınacağı ile ilgilidir.  $n < 200$  olduğunda Finney (1971) virgülden sonra iki basamağın alınmasını, aksi takdirde tek basamağın alınmasının yeterli olacağını ifade etmiştir.

#### 4.2.2 En Çok Olabilirlik Yöntemi ile Probit Regresyon Doğrusunun Hesaplanması

Bu yöntemde kullanılacak olan veriler, daha önce grafik yaklaşımda kullanılan veriler ile aynıdır. En çok olabilirlik yöntemiyle probit regresyon doğrusunun oluşturulması için Tablo 4.5 oluşturulmuştur. Tablonun oluşturulması ve hesaplamalar adımlar halinde bu kısımda verilmiştir.

- Tablo 4.5'in ilk dört sütunu grafik yaklaşımda oluşturulan Tablo 4.2'nin ilk sütunlarıyla aynıdır. Deneysel probitler ( $Y_d$ ), öldürme yüzdelerine ( $p$ ) bakılarak Tablo I'den okunarak beşinci sütuna girilir. Deneysel probitlere karşılık  $x$ 'ler için iyi bir göz uyumu ile geçici probit regresyon doğrusu çizilir. Burada çizimin yapılması grafik yaklaşımda olduğu gibidir. Daha önce doğru çizildiğinden dolayı bu yaklaşımda çizilmiş olan doğrunun denklemi kullanılacaktır. Çizilen doğru denkleminde (4.2),  $x$ 'ler yerine konularak beklenen probitler ( $Y$ ) elde edilir. Beklenen probitler için virgülden sonra iki basamağa yuvarlanarak altıncı sütuna girilir.

- Yedinci sütun için çalışma probitleri ( $Y_c$ ) hesaplanır. Hesaplama yapılırken bir önceki başlıkta verilen örneğe bakılarak benzer biçimde hesaplamalar yapılır. Hesaplamalar sonucunda çalışma probitleri virgülden sonra iki basamağa yuvarlanarak yedinci sütuna girilir. Çalışma probitlerinin, deneysel probitlere yakın olması beklenen bir durumdur. Fakat her zaman bu beklenti yerine gelmeyebilir. Çünkü doğrunun verileri temsil gücü arttıkça bu yaklaşım artar.

- Ağırlıklandırma katsayısı ( $w$ ), Tablo II'den,  $C=0$  olduğu koldan veya Tablo III'ten beklenen probitler yardımıyla okunur ve sekizinci sütuna girilir. Sonraki sütunların hesaplamaları yapılırken sütunların baş kısmında belirtilen formüller yardımıyla değerler sırasıyla bulunarak sütunlara girilir. Her sütunun toplamı yapılarak bir alt satıra yazılır.

Doz	( $x$ )	( $n$ )	( $r$ )	( $p$ )	( $Y_d$ )	( $Y$ )	( $Y_{\zeta}$ )
5	0,6990	55	21	38,2	4,6998	4,65	4,67
10	1,0000	55	30	54,5	5,1130	5,22	5,11
15	1,1761	55	39	70,9	5,5505	5,56	5,55
20	1,3010	55	43	78,2	5,7790	5,79	5,78
25	1,3979	55	45	81,8	5,9078	5,98	5,90
30	1,4771	55	49	89,1	6,2319	6,13	6,23
35	1,5441	55	49	89,1	6,2319	6,26	6,23

**Tablo 4.5 :** Aritmetik yaklaşım verilerinin hesaplama tablosu.

( $w$ )	( $nw$ )	( $nwx$ )	( $nwY_{\zeta}$ )	( $nwx^2$ )	( $nwxY_{\zeta}$ )	( $nwY_{\zeta}^2$ )
0,6088	33,4840	23,4043	156,3703	16,3589	109,2981	730,2492
0,6255	34,4025	34,4025	175,7968	34,4025	175,7968	898,3215
0,5675	31,2125	36,7087	173,2294	43,1728	203,7333	961,4230
0,5056	27,8080	36,1790	160,7302	47,0700	209,1149	929,0208
0,4453	24,4915	34,2376	144,4999	47,8622	202,0021	852,5491
0,3944	21,6920	32,0417	135,1412	47,3295	199,6199	841,9294
0,3496	19,2280	29,6893	119,7904	45,8424	184,9646	746,2944
	192,3185	226,6633	1065,5581	282,0382	1284,5297	5959,7875

Tablo 4.5'in devamı.

Tablo 4.5'in hesaplamaları yapıldıktan sonra gerekli hesaplamalara geçilir bu hesaplamalar sırasıyla şu şekildedir.

$$\bar{x} = \frac{\sum(nwx)}{\sum(nw)} \quad (4.25)$$

$$\bar{x} = \frac{226,6633}{192,3185}$$

$$\bar{x} = 1,1786 \quad (4.26)$$

$$\bar{Y}_\zeta = \frac{\sum(nwY_\zeta)}{\sum(nw)} \quad (4.27)$$

$$\bar{Y}_\zeta = \frac{1065,5581}{192,3185}$$

$$\bar{Y}_\zeta = 5,5406 \quad (4.28)$$

Olarak bulunduktan sonra ortalamadan ayrılışlar hesaplanır.

$x$  için ortalamadan ayrılış kareler toplamı,

$$\sum nw(x - \bar{x})^2 = \sum(nwx^2) - \frac{(\sum(nwx))^2}{\sum(nw)} \quad (4.29)$$

$$\sum nw(x - \bar{x})^2 = 282,0383 - \frac{(226,6633)^2}{192,3185}$$

$$\sum nw(x - \bar{x})^2 = 14,8968 \quad (4.30)$$

$x$  ve  $Y_\zeta$  için ortalamadan ayrılış çarpımlar toplamı,

$$\sum nw(x - \bar{x})(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta) = \sum(nwxY_\zeta) - \frac{(\sum(nwx))(\sum(nwY_\zeta))}{\sum(nw)} \quad (4.31)$$

$$\sum nw(x - \bar{x})(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta) = 1284,5297 - \frac{(226,6633)(1065,5581)}{192,3185}$$

$$\sum nw(x - \bar{x})(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta) = 28,6811 \quad (4.32)$$

$Y_{\zeta}$  için ortalamadan ayrılış kareler toplamı,

$$\sum nw(Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta})^2 = \sum (nwY_{\zeta}^2) - \frac{(\sum (nwY_{\zeta}))^2}{\sum (nw)} \quad (4.33)$$

$$\sum nw(Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta})^2 = 5959,7875 - \frac{(1065,5581)^2}{192,3185}$$

$$\sum nw(Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta})^2 = 55,9662 \quad (4.34)$$

olarak ortalamalardan ayrılışlar bulunduğundan sonra  $\chi^2$  hesaplanmasına geçilir.

$$\chi^2 = \sum nw(Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta})^2 - \frac{[\sum nw(x - \bar{x})(Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta})]^2}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \quad (4.35)$$

$$\chi^2 = 55,9662 - \frac{(28,6811)^2}{14,8968}$$

$$\chi^2 = 0,7458 \quad (4.36)$$

olarak bulunur. Bulunan bu hesap değeri,  $\chi_5^2 = 11,1$  tablo değerinden küçük olduğundan istatistiksel olarak anlamlılık yoktur. Çizilecek olan doğru için verileri iyi temsil etmiştir ve heterojenlik faktörünün hesaplamaya katılmasına gerek yoktur denir. (4.36)'da bulunan  $\chi^2$  hesap değerinin, grafik yaklaşımdaki  $\chi^2$  değerine yakın olduğuna dikkat edilmelidir.

Aritmetik yaklaşım sonucunda parametrelerin bulunmasına yönelik hesaplamalar ise şöyledir.

$$b = \frac{\sum nw(x - \bar{x})(Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta})}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \quad (4.37)$$

$$b = \frac{28,6811}{14,8968}$$

$$b = 1,925 \quad (4.38)$$

Çizilen probit regresyon doğrusu  $b = 1,925$  eğimine sahiptir. Bu doğru  $(\bar{x}, \bar{Y}_c)$  noktasından geçeceğinden, doğrunun denklemi

$$Y = Y_c + b(x - \bar{x}) \quad (4.39)$$

$$Y = 5,541 + 1,925(x - 1,179)$$

$$Y = 3,271 + 1,925x \quad (4.40)$$

olacaktır. Elde edilen (4.40) denkleminin verileri temsil edip etmediğine bakmak için Tablo 4.6'nın oluşturulmasına ihtiyaç vardır. Bu tabloda gözlenen ve beklenen ölümlerin karşılaştırılması grafik yaklaşımdaki Tablo 4.3'e benzer olarak yapılır.  $\chi^2$  testi ile gözlenen ve beklenen ölümlerin ayrılışlarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığına bakılır. Bu test sonucunda homojenlik veya heterojenlik ile ilgili yorum yapılabilir. Tablo 4.6'nın oluşturulması adımları sırasıyla şöyledir.

- Tablonun ilk sütunu olan  $x$ 'ler daha önceki Tablo 4.5'ten alınarak girilir. Yukarıda bulunan doğru denklemi ile  $x$ 'ler yerine yazılarak beklenen probitler bulunur ve ikinci sütuna girilir. Beklenen probitler yardımıyla Fisher ve Yates tarafından oluşturulmuş Tablo I'den tersten okunarak, beklen ölüm yüzdeleri bulunur ve üçüncü sütuna girilir. Dördüncü ve beşinci sütunlar Tablo 4.5'ten okunarak girilir.  $n$  ile  $P$  değeri çarpılarak beklenen ölümler bulunur ve altıncı sütuna girilir. Burada  $nP$  çarpımında  $P$ 'nin oran olarak alındığı unutulmamalıdır.  $r - nP$  değeri gözlenen ve beklen ölümler arasındaki farkı gösterir. Son sütunda  $(r - nP)^2 / nP(1 - P)$  formülü ile hesaplar yapılarak, sütunun toplamı alta yazılarak Tablo 4.6'nın hesaplamaları tamamlanır.

(x)	(Y)	Beklenen Yüzde (P)	Denekler (n)	Ölenler		Fark (r-nP)	$\frac{(r-nP)^2}{nP(1-P)}$
				Gözlenen (r)	Beklenen (nP)		
0,6990	4,6165	35,1	55	21	19,305	1,6950	0,229311007
1,0000	5,1960	57,8	55	30	31,790	-1,7900	0,238837812
1,1761	5,5350	70,4	55	39	38,720	0,2800	0,006840518
1,3010	5,7755	78,1	55	43	42,955	0,0450	0,000215262
1,3979	5,9620	83,2	55	45	45,760	-0,7600	0,075133200
1,4771	6,1145	86,7	55	49	47,685	1,3150	0,272657895
1,5441	6,2433	89,3	55	49	49,115	-0,1150	0,002516505
						$\chi^2_5 =$	0,825512199

**Tablo 4.6 :** Aritmetik yaklaşım verilerinin probit regresyon doğrusunun uyum iyiliği testi tablosu.

Elde edilen  $\chi^2 = 0,8255$  hesap değeri,  $\chi^2_5 = 11,1$  tablo değerinden küçük olduğundan, istatistiksel olarak anlamlılığın olmadığı görülür. Bu yüzden heterojenliğe ait bir kanıt yoktur denir ve (4.40) ile ifade edilen probit regresyon denklemi verileri iyi temsil ediyor denir. Heterojenlik olmadığından  $b$  için varyans

$$V(b) = \frac{1}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \quad (4.41)$$

$$V(b) = \frac{1}{14,8968}$$

$$V(b) = 0,0671 \quad (4.42)$$

olarak bulunur. Eğer heterojenlik olsaydı, varyans

$$V(b) = \frac{h}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \quad (4.43)$$



$$h = \frac{\chi^2_{hesap}}{\text{serbestlik derecesi}} \quad (4.44)$$

heterojenlik faktörü ile çarpılarak bulunacaktı.  $b$  için standart hata varyansın karekökü alınarak

$$s_b = \sqrt{V(b)} \quad (4.45)$$

$$s_b = \sqrt{0,0671}$$

$$s_b = 0,2590 \quad (4.46)$$

olarak bulunur.  $\chi^2$  hesap değeri anlamsız bulunduğundan dolayı güven aralığı  $b \pm t \cdot s_b$  formülünde  $t=1,96$  olarak alınır. Buradan  $b$  için güven aralığı  $1,925 \pm 1,96 \cdot 0,2590$  biçiminde olup, 1,4174'ten, 2,4326'ya kadar olan sınırları içerir.

$m$  yani  $\log(LD50)$  için varyans bulunmadan önce  $Y = \bar{Y}_c + b(m - \bar{x})$  denkleminde  $m$  değeri hesaplanmalıdır.  $Y = 5$  değeri % 50 öldürmeyi ifade ettiğinden,

$$\log(LD50) = m = \frac{5 - \bar{Y}_c}{b} + \bar{x} \quad (4.47)$$

$$m = \frac{5 - 5,5406}{1,9253} + 1,1786$$

$$m = 0,8978 \quad (4.48)$$

olarak bulunur. Benzer bir hesapla  $\log(LD90)$  değeri ise

$$\log(LD90) = \frac{6,28 - \bar{Y}_c}{b} + \bar{x} \quad (4.49)$$

$$\log(LD90) = \frac{6,28 - 5,5406}{1,9253} + 1,1786$$

$$\log(LD90) = 1,5626 \quad (4.50)$$

olarak bulunur. Burada 6,28 değeri % 90 öldürmeye denk gelen deneysel probit değeridir. Buradan sırasıyla  $m$  ve  $\log(LD90)$  için güven aralıkları

heterojenlik varsa,

$$g = \frac{t^2 h}{b^2 \sum nw(x - \bar{x})^2} \quad (4.51)$$

heterojenlik yoksa,

$$g = \frac{t^2}{b^2 \sum nw(x - \bar{x})^2} \quad (4.52)$$

$$g = \frac{(1,96)^2}{(1,9253)^2 14,8968}$$

$$g = 0,0696 \quad (4.53)$$

olarak bulunduktan sonra güven aralığı formülünden,

$$m + \frac{g}{1-g}(m - \bar{x}) \pm \frac{t}{b(1-g)} \sqrt{\left( \frac{1-g}{\sum (nw)} + \frac{(m - \bar{x})^2}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \right)} \quad (4.54)$$

0,8768 $\pm$ 1,1025 aralığında olup % 95 güvenle, 0,7743'ten, 0,9793'e kadar olan sınırları içerir. Bulunan bu sınırlar logaritmik değer olarak ifade edildiğinden bu sınırların anti-logaritması

alınarak gerçek doz değerlerine dönüştürmek gerekir. O zaman gerçek doz değerleri için  $LD50$  aralığı 5,9470'ten, 9,5345'e karar olan sınırları içerir.

$\log(LD90)$  için güven aralığı  $\log(LD50)$ 'de olduğu gibi benzer bir formülle hesaplanır.

$$\log(LD90) + \frac{g}{1-g} (\log(LD90) - \bar{x}) \pm \frac{t}{b(1-g)} \sqrt{\left( \frac{1-g}{\sum (nw)} + \frac{(\log(LD90) - \bar{x})^2}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \right)} \quad (4.55)$$

1,5913±0,1328 olup % 95 güvenle 1,4585'ten, 1,7241'e kadar olan sınırları içerir. Bulunan bu değerlerin gerçek doz değerlerine dönüştürülmesi yapılırsa sınırlar, 28,7409'dan, 52,9785'e kadar olan sınırları verir.

Bu parametreler için güven aralıkları bulunduğundan sonra probit regresyon doğrusu içinde güven aralıklarının bulunması gerekir. (4.39) denkleminde  $Y$ 'nin varyansı için şu formül kullanılır:

$$V(Y) = \frac{1}{\sum (nw)} + \frac{(x - \bar{x})^2}{\sum nw(x - \bar{x})^2} \quad (4.56)$$

$$V(Y) = \frac{1}{192,3185} + \frac{(x - 1,1786)^2}{14,8968}$$

eşitliliğinde  $x$ 'ler tek tek yerine yazılarak  $Y$  için varyans bulunur. Bulunan varyansların karekökü standart hatayı vereceğinden,  $s_y = \sqrt{V(Y)}$  formülünden standart hata bulunarak,  $Y \pm t \cdot s_y$  aralık formülü ile güven aralıkları bulunur.

Eğer herhangi bir  $x$  değeri için  $Y$ 'nin güven aralığı oluşturulmuşsa, bu değerler regresyon doğrusunda konveks ve ortalama dozajda doğruya en fazla yaklaşan iki çizgi üzerinde olacaktır.  $x$ ,  $\bar{x}$ 'den ne kadar farklılaşırse regresyon katsayısı olan  $b$ 'nin tahmin hatalarının etkisini gösteren (4.56) formülünün ikinci teriminden  $Y$ 'nin varyansa katkısı o kadar büyük olur.

$(x)$	$V(Y)$	$(s_y)$
0,6690	0,02263	0,15043
1,0000	0,00734	0,08567
1,1761	0,00520	0,07211
1,3010	0,00621	0,07880
1,3979	0,00843	0,09182
1,4771	0,01118	0,10574
1,5441	0,01417	0,11904

**Tablo 4.7 :** Aritmetik yaklaşım verilerinin sonucunda bulunan probit regresyon denkleminin standart hataları.

### 4.3 Doğal Ölümler İçin Düzenlemeler Sonucu Elde Edilen Bulgular

Deneklerin doz uygulanmadan doğal ölümlerinin hesaplamalara katılmaması araştırmayı yanlış sonuçlara götüreceğinden, bu tip uygulamalarda parametreler tahmin edilirken doğal ölümler için düzeltmeye ihtiyaç vardır. Bu bölümde doğal ölümler için hesaplamalar verilecek ve doğal ölümler için ağırlıklandırma katsayısının bir örnekle hesaplaması gösterilecektir.

#### 4.3.1 Ağırlıklandırma Katsayısının Hesaplanması

Bu bölümde hesaplanacak olan ağırlıklandırma katsayısı ( $w$ ), grafik yaklaşımdan ve aritmetik yaklaşımdaki  $w$ 'den biraz farklılık gösterecektir. Doğal ölüm oranı,  $w$  hesaplanırken hesaplamalara katılarak Tablo II'den veya hesap yoluyla bulunacaktır.

Doğal ölüm yüzdesi  $C = 21$  olsun ve elde edilen beklenen probit  $Y = 4,5$  olsun. Bu değerlere bakarak  $w$  değerini hesaplayalım.

Önce Tablo I'den  $Y$  değerine karşılık gelen beklenen ölüm yüzdesini bulalım.  $Y = 4,5$  için  $P = 30,9$  yani oran olarak  $P = 0,309$  olur.

$$\frac{P}{\left(P + \frac{C}{1-C}\right)} = \frac{0,309}{\left(0,309 + \frac{0,21}{1-0,21}\right)} = 0,53756 \quad (4.57)$$

olarak bulunur ( $C$  oran olarak alınır).

$Y = 4,5$  için Tablo II'den  $C = 0$  için  $w = 0,58099$  olarak okunur. Bu bulunan iki değer çarpılarak  $C = 21$  durumunda istenen ağırlıklandırma katsayısı elde edilir.

$$w \cdot \frac{P}{\left(P + \frac{C}{1-C}\right)} = 0,53756 \cdot 0,58099 = 0,31232 \quad (4.58)$$

Elde edilen 0,31232 değeri  $C = 21$  doğal ölüm yüzdesi altında kullanılacak ağırlıklandırma katsayısı ( $w$ ) değeridir. Uygulamada  $C$  her zaman bilinmeyebilir, bu durumda diğer ölüm oranları veri setinin bir örneğinden tahmin edilmiş oranların yerine kullanılabilir. Eğer bu kontrol verileri deneyde farklı dozlar için kullanılmış verilere oranla büyükse  $C$ , tahmin edilebilir.

#### 4.3.2 Doğal Ölüm Yüzdesinin Abbott Formülü ile Düzenlenmesi ve En Çok Olabilirlik Yöntemiyle Parametrelerin Bulunması

Bu kısımda doğal ölümler için hesaplamalar verilecek ve hesaplamalarda kullanmak için Tablo 4.8'in oluşturulması verilecektir. Veriler, bölüm (3.5) numaralı başlıktan alınan deneklere uygulanan *Thiodan* konsantrasyonun 4 gün sonundaki etkileri oluşturmaktadır. Tablo 4.8'in oluşturulması aşamaları adım adım verilecek ve daha sonra parametrelerin bulunmasına yönelik hesaplamalara geçilecektir.

- Tablo 4.8'in ilk sütunu deneklere uygulanan dozları ifade eder. İkinci sütun  $x$ 'ler ise logaritması alınmış doz seviyelerini ifade eder. Daha önceki yaklaşımlarda da bahsedildiği gibi dozlar önce 10'un uygun bir kuvveti ile genişletilmiş (100 ile), daha sonra 10 tabanına göre logaritmaları alınarak ikinci sütuna girilmiştir. Üçüncü sütun  $n$ 'ler deneklerin sayısını ifade eder, dördüncü sütun,  $r$ 'ler ise dozlar sonucunda ölen deneklerin sayısını ifade eder. Beşinci sütun  $p^*$ 'ler gözlenen ölüm yüzdelerini ifade eder ve  $p^* = (r/n)100$  formülü ile hesaplanarak girilir. En alt satırda doz uygulanmadan doğal ölüm denekleri verilmiştir. Bu kontrol grubu olarak bilinir. Kontrol grubu içinde  $n$ ,  $r$  ve  $p^*$  hesaplanarak en alt satıra girilir.

- Kontrol grubunda doz yok iken doğal ölüm yüzdesi  $c = 20$  olarak bulunmuştur. Bu değer, bir üst değer (yani % 21) alınarak, verilerden elde edilen tahminin kayıp değerleri kapsamı yapılmaktadır. Bu değerler aşağıda verilen, Abbott formülü olarak bilinen formül ile şu şekilde hesaplanır.

$$p = \frac{p^* - C}{1 - C} \quad (4.59)$$

$$p = \frac{0,28 - 0,21}{1 - 0,21}$$

$$p = 0,089 \quad (4.60)$$

Burada  $p^*$ ,  $p$  ve  $C$  değerlerinin oran olarak alındığına dikkat edilmelidir. Bu değerler tabloda ifade edilirken yüzde olarak ifade edilir. Bu değerler de altıncı sütuna girilir. Hesaplanan düzeltilmiş ölüm yüzdesine bakılarak Tablo I'den deneysel probit ( $Y_d$ ) değerleri okunur ve yedinci sütuna girilir.

- Grafik ve aritmetik yaklaşımda olduğu gibi deneysel probitler ile  $x$ 'ler arasında iyi bir göz uyumu ile geçici probit regresyon doğrusu çizilmeye çalışılır. Burada çizim yapılırken önceki yaklaşımlardaki gibi geçici doğru oluşturulur. Elde edilen doğrudan  $x$ 'ler yerine yazılarak beklenen probit ( $Y$ ) değerleri bulunur. Bulunan beklenen probitler virgülden sonra tek basamağa yuvarlanarak sekizinci sütuna girilir.

- Tablo II'den beklenen probitler yardımıyla  $x' = Q/Z$  yardımcı değeri okunur ve dokuzuncu sütuna girilir. Çalışma probitleri ( $Y_c$ ) aritmetik yaklaşımda olduğu gibi beklenen probitler yardımıyla Tablo III veya Tablo IV'ten bulunabilir. Tablo IV'ten bakılırken yüzde değeri olarak düzeltilmiş ölüm yüzdesine göre alındığına dikkat edilmelidir. Çalışma probitleri onuncu sütuna girilir.

- Ağırlıklandırma katsayısı ( $w$ ) bulunurken, (4.3.1) alt kesiminde anlatıldığı gibi hesaplamalar yapılarak bulunur. Aynı zamanda Tablo II'den  $C = 21$  yüzdesi altında beklenen probitler yardımıyla da bu tablodan okunabilir. Bulunan  $w$ 'ler de on birinci sütuna girilir.

• Ağırlıklandırma katsayısı ( $w$ ) bulunduktan sonra sırasıyla sütunların üstünde yazılı olan formüllere bakılarak hesaplamalar yapılır ve sütunların toplamları alta yazılarak Tablo 1.7'nin oluşturulması tamamlanır.

Doz	( $x$ )	( $n$ )	( $r$ )	( $p^*$ )	( $p$ ) ( $C = 21$ )	( $Y_d$ )	( $Y$ )	( $Y_c$ )	( $x' = \frac{Q}{Z}$ )	( $w$ )	( $nw$ )
1	2,00	25	7	28	8,9	3,6531	3,7	3,660	5,2705	0,08980	2,2450
2,5	2,40	25	11	44	29,1	4,4495	4,5	4,447	1,9640	0,31232	7,8080
10	3,00	25	20	80	74,7	5,6651	5,7	5,674	0,7749	0,39357	9,8393
50	3,70	25	25	100	100	sonsuz	7,1	7,506	0,4062	0,08678	2,1695
0	0	25	5	20	Kontrol Denekleri						22,0618

**Tablo 4.8 :** Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin hesaplama tablosu.

( $nwx$ )	( $nwx'$ )	( $nwY_c$ )	( $nwx^2$ )	( $nwx'^2$ )	( $nwY_c^2$ )	( $nwxY_c$ )	( $nwx'x'$ )	( $nwx'Y_c$ )
4,4900	11,8323	8,2167	8,9800	62,3620	30,0731	16,4334	23,6645	43,3061
18,7392	15,3349	34,7222	44,9741	30,1178	154,4095	83,3332	36,8038	68,1944
29,5178	7,6244	55,8279	88,5533	5,9082	316,7675	167,4837	22,8733	43,2610
8,0272	0,8813	16,2843	29,7005	0,3580	122,2297	60,2518	3,2606	6,6147
60,7742	35,6729	115,0511	172,2079	98,7460	623,4798	327,5021	86,6022	161,3762

Tablo 4.8'in devamı.

Tablo 1.7'nin oluşturulması bittikten sonra gerekli hesaplamalara geçmek mümkündür. Öncelikle ortalamalar bulunur.

$$\bar{x} = \frac{\sum(nwx)}{\sum(nw)} = \frac{60,7742}{22,0618} = 2,7547 \quad (4.61)$$

$$\bar{x}' = \frac{\sum(nwx')}{\sum(nw)} = \frac{35,6729}{22,0618} = 1,6170 \quad (4.62)$$

$$\bar{Y}_\zeta = \frac{\sum (nwY_\zeta)}{\sum (nw)} = \frac{115,0511}{22,0618} = 5,2149 \quad (4.63)$$

Ortalamlar bulunduktan sonra sırasıyla ortalamadan sapmalar kareler toplamı, ortalamadan sapmalar çarpımları ve doğal ölüm için hesaplamalara katkılar bulunur.

$x$  için ortalamadan ayrılış kareler toplamı,

$$\sum nw(x - \bar{x})^2 = \sum (nwx^2) - \frac{(\sum (nwx))^2}{\sum (nw)} \quad (4.64)$$

$$\sum nw(x - \bar{x})^2 = 172,2079 - \frac{(60,7742)^2}{22,0618}$$

$$\sum nw(x - \bar{x})^2 = 4,7917 \quad (4.65)$$

$x'$  için ortalamadan ayrılış kareler toplamı,

$$\sum nw(x' - \bar{x}')^2 = \sum (nwx'^2) - \frac{(\sum (nwx'))^2}{\sum (nw)} \quad (4.66)$$

$$\sum nw(x' - \bar{x}')^2 = 98,7460 - \frac{(35,6729)^2}{22,0618}$$

$$\sum nw(x' - \bar{x}')^2 = 41,0646 \quad (4.67)$$

$Y_\zeta$  için ortalamadan ayrılış kareler toplamı,

$$\sum nw(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta)^2 = \sum (nwY_\zeta^2) - \frac{(\sum (nwY_\zeta))^2}{\sum (nw)} \quad (4.68)$$



$$\sum nw(Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta})^2 = 623,4798 - \frac{(115,0511)^2}{22,0618}$$

$$\sum nw(Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta})^2 = 23,4945 \quad (4.69)$$

$x'$  ve  $Y_{\zeta}$  için ortalamadan ayrılış çarpımlar toplamı,

$$\sum nw(x' - \bar{x}') (Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta}) = \sum (nwx' Y_{\zeta}) - \frac{\sum (nwx') \sum (nwY_{\zeta})}{\sum (nw)} \quad (4.70)$$

$$\sum nw(x' - \bar{x}') (Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta}) = 161,3762 - \frac{(35,6729)(115,0511)}{22,0618}$$

$$\sum nw(x' - \bar{x}') (Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta}) = -24,6561 \quad (4.71)$$

$x$  ve  $x'$  için ortalamadan ayrılış çarpımlar toplamı,

$$\sum nw(x - \bar{x})(x' - \bar{x}') = \sum (nwx x') - \frac{\sum (nwx) \sum (nwx')}{\sum (nw)} \quad (4.72)$$

$$\sum nw(x - \bar{x})(x' - \bar{x}') = 86,6022 - \frac{(60,7742)(35,6729)}{22,0618}$$

$$\sum nw(x - \bar{x})(x' - \bar{x}') = -11,6668 \quad (4.73)$$

$x$  ve  $Y_{\zeta}$  için ortalamadan ayrılış çarpımlar toplamı,

$$\sum nw(x - \bar{x})(Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta}) = \sum (nwx Y_{\zeta}) - \frac{\sum (nwx) \sum (nwY_{\zeta})}{\sum (nw)} \quad (4.74)$$

$$\sum nw(x - \bar{x})(Y_{\zeta} - \bar{Y}_{\zeta}) = 327,5021 - \frac{(60,7742)(115,0511)}{22,0618}$$

$$\sum nw(x - \bar{x})(Y_{\xi} - \bar{Y}_{\xi}) = 10,5679 \quad (4.75)$$

olarak bulunur. Doğal ölümlerin hesaplamalara katkıları için

$$c = \frac{r_c}{n_c} = \frac{5}{20} = 0,20 \quad (4.76)$$

$$\frac{n_c(1-C)}{C} = \frac{25(1-0,21)}{0,21} = 94,0476 \quad (4.77)$$

$$\frac{n_c(c-C)}{C} = \frac{25(0,20-0,21)}{0,21} = -1,1905 \quad (4.78)$$

$$\frac{n_c(c-C)^2}{C(1-C)} = \frac{25(0,20-0,21)^2}{0,21(1-0,21)} = 0,01507 \quad (4.79)$$

bulunan (4.77), (4.78) ve (4.79) numaralı değerler sırasıyla  $\sum nw(x' - \bar{x})^2$ ,  $\sum nw(x' - \bar{x})(Y_{\xi} - \bar{Y}_{\xi})$  ve  $\sum nw(Y_{\xi} - \bar{Y}_{\xi})^2$  değerlerine eklenir.

$$\sum nw(x' - \bar{x})^2 + \frac{n_c(1-C)}{C} = 41,0646 + 94,0476 = 135,1122 \quad (4.80)$$

$$\sum nw(x' - \bar{x})(Y_{\xi} - \bar{Y}_{\xi}) + \frac{n_c(c-C)}{C} = -24,6561 - 1,1905 = -25,8466 \quad (4.81)$$

$$\sum nw(Y_{\xi} - \bar{Y}_{\xi})^2 + \frac{n_c(c-C)^2}{C(1-C)} = 23,4945 + 0,01507 = 23,50957 \quad (4.82)$$

Bulunan bu sonuçlar

$$b \sum nw(x-\bar{x})^2 + \frac{\partial C}{1-C} \sum nw(x-\bar{x})(x'-\bar{x}') = \sum nw(x-\bar{x})(Y_\zeta - \bar{Y}_\zeta) \quad (4.83)$$

$$b \sum nw(x-\bar{x})(x'-\bar{x}') + \frac{\partial C}{1-C} \sum nw(x-\bar{x})^2 = \sum nw(x-\bar{x})(Y'_\zeta - \bar{Y}'_\zeta) \quad (4.84)$$

denklemlerinde yerine yazılırsa,

$$4,7917 \cdot b + \frac{\partial C}{1-C} (-11,6668) = 10,5679 \quad (4.85)$$

$$(-11,6668) \cdot b + \frac{\partial C}{1-C} (135,1122) = -25,8466 \quad (4.86)$$

iki bilinmeyenli denklemleri elde edilir. Matris yardımıyla çözüm için

$$\begin{pmatrix} 4,7917 & -11,6668 \\ -11,6668 & 135,1122 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} b \\ \frac{\partial C}{1-C} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 10,5679 \\ -25,8466 \end{pmatrix} \quad (4.87)$$

sol tarafın tersi alınarak

$$V = \begin{pmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{pmatrix} \quad (4.88)$$

V matrisinde yerine yazılırsa,

$$V = \begin{pmatrix} 0,2642508 & 0,0228178 \\ 0,0228178 & 0,0093715 \end{pmatrix}$$

olarak bulunur.

Buradan bilinmeyenler

$$b = 10,5679 \cdot 0,2642508 + (-25,8466) \cdot 0,0228178$$

$$b = 2,2028 \quad (4.89)$$

ve

$$\frac{\partial C}{1-C} = 10,5679 \cdot 0,0228178 + (-25,8466) \cdot 0,0093715$$

$$\frac{\partial C}{1-C} = -0,00109 \quad (4.90)$$

olarak bulunur.  $C$  değerinin yerine yazılmasıyla

$$\frac{\partial C}{1-C} = \frac{\partial C}{1-0,21} = -0,00109$$

$$\partial C = -0,0008611 \quad (4.91)$$

bulunur. Buradan doğal ölüm oranının düzeltilmiş tahmini

$$C = 0,21 - 0,0008611 = 0,2091389 \quad (4.92)$$

olarak bulunur.

$b$  parametresi bulunduktan sonra sıra  $a$  parametresinin bulunmasındadır. Bunun için denklemde bilinenler yerine yazılırsa,

$$a = \bar{Y}_\xi - b\bar{x} - \frac{\partial C}{1-C} \bar{x}' \quad (4.93)$$

$$a = 5,2149 - 2,2028 \cdot 2,7547 - (-0,00109) \cdot 1,6170$$

$$a = -0,8514 \quad (4.94)$$

olarak bulunur.  $Y = -0,8514 + 2,2028x$  denklemi bulunduğuna göre şimdi elde edilen denklemin verileri temsil edip etmediğine bakmak için  $\chi^2$  testi ile sınanması gerekir.  $\chi^2$  için hesap formülü

$$\chi^2 = \sum nw(Y_\varphi - \bar{Y}_\varphi)^2 - b \sum nw(x - \bar{x})(Y_\varphi - \bar{Y}_\varphi) - \frac{\partial C}{1-C} \sum nw(x' - \bar{x}')(Y_\varphi - \bar{Y}_\varphi) \quad (4.95)$$

ile hesaplanır. Bu denklemden ifade edilen  $\sum nw(Y_\varphi - \bar{Y}_\varphi)^2$  ve  $\sum nw(x' - \bar{x}')(Y_\varphi - \bar{Y}_\varphi)$  değerleri için doğal ölüm düzeltmesi yapıldığı unutulmamalıdır. Burada  $\chi^2$  kontrol grubu da doz sayısına dahil edilerek % 95 güvenle ve  $5-3=2$  serbestlik derecesi ile tablo değeri karşılaştırılır. Hesaplamalar sonucunda hesap değeri  $\chi^2 = 0,2024$  olarak bulunmuştur. Bulunan bu hesap değeri, tablo değeri  $\chi^2_{2} = 5,99$  dan küçük çıktığından istatistiksel olarak anlamsız olduğu ortaya çıkar. O zaman heterojenlik için hiçbir kanıt yoktur denir ve doğru verileri iyi temsil etmiştir.

Heterojenliğe ait bir kanıt olmadığından dolayı güven aralıkları bulunurken heterojenlik faktörüne gerek yoktur.  $b$  ve  $C$  için varyans bulunurken  $V$  matrisinin köşegen üzerindeki elemanlarından faydalanılır. Köşegen üzerindeki ilk eleman  $V_{11}$ ,  $b$  için varyansı verir.

$$V(b) = V_{11} = 0,26425 \quad (4.96)$$

$$s_b = \sqrt{V(b)} = \sqrt{0,26425}$$

$$s_b = 0,5141 \quad (4.97)$$

Buradan  $b \pm t \cdot s_b$  formülünden,  $2,2028 \pm 1,96 \cdot 0,5141$  aralığı % 95 güvenle bulunup, 1,1952'den 3,2104'e kadar olan aralığı ifade eder.

$C$  için varyans  $V_{22}$  'nin yardımıyla

$$V(C) = V_{22}(1-C)^2 \quad (4.98)$$

$$V(C) = 0,00937 \cdot (0,79)^2$$

$$V(C) = 0,00585 \quad (4.99)$$

olarak bulunur karekökü alınarak,

$$s_c = \sqrt{V(C)} = \sqrt{0,00585}$$

$$s_c = 0,07649 \quad (4.100)$$

bulunur. Düzeltilmiş  $C$  yüzdesinin tahmini için aralık yaklaşık olarak  $\%20,91 \pm \%7,649$  bulunur.

Sıra  $\log(LD50)$  yani  $m$  için güven aralıklarını bulmaya gelmiştir ama daha önce  $\log(LD50)$  değerinin bulunması gerekir. Bu değer

$$m = \log(LD50) = \bar{x} + \frac{\left(5 - \bar{Y}_\xi + \frac{\partial C}{1-C} \bar{x}'\right)}{b} \quad (4.101)$$

$$m = \log(LD50) = 2,6563 \quad (4.102)$$

olarak bulunur. Güven aralığı bulunmadan önce  $g$  değerini bulmak için

$$g = \frac{t^2 V(b)}{b^2} \quad (4.103)$$

formülü kullanılır. Buradan  $g$

$$g = \frac{(1,96)^2 0,26425}{(2,2028)^2}$$

$$g = 0,2092 \quad (4.104)$$

olarak bulunur.  $g$ , 0,05'ten büyük bulunduğundan dolayı güven aralığı için şu formül önerilir (Finney, 1971).

$$m + \frac{g}{1-g}(m - \bar{x}) \pm \frac{t}{b(1-g)} \sqrt{\left( \frac{1-g}{\sum (nw)} + \bar{x}'^2 V_{22} - 2\bar{x}'(m - \bar{x})V_{12} + (m - \bar{x})^2 V_{11} \right)} \quad (4.105)$$

Buradan aralık % 95 güvenle  $2,6303 \pm 1,1252 \cdot 0,2649$  olarak bulunur. Buda alt sınırı 2,3322'den, üst sınırı 2,9284'e kadar olan aralığı ifade eder. Bulunan bu aralık sınırları  $\log(LD50)$  için olduğundan bu değerlerin gerçek doz değerlerine dönüştürülmesine gerek vardır. Bulunan değerlerin 10 tabanına göre anti-logaritması alınıp, 100 ile genişletildiğinden çıkan değerlerin 100 ile bölünmesine gerek vardır. Bu dönüşüm uygulanırsa, gerçek % 50 öldürücü doz seviyesi için, % 95 güven aralığı 2,1488'den, 8,4800'a kadar olan aralığı ifade eder.

$\log(LD90)$  için güven aralığı bulmadan önce  $\log(LD90)$ 'nın değerini bulmak gerekir.  $\log(LD50)$ 'nin bulunmasındaki benzer hesaplamayla

$$\log(LD90) = \bar{x} + \frac{\left( 6,28 - \bar{Y}_c + \frac{\partial C}{1-C} \bar{x}' \right)}{b} \quad (4.106)$$

$$\log(LD90) = 3,2374 \quad (4.107)$$

olarak bulunur. Bu değer güven aralığı formülünde yerine konularak

$$\log(LD90) + \frac{g}{1-g}(\log(LD90) - \bar{x}) \pm \frac{t}{b(1-g)} \sqrt{\left( \frac{1-g}{\sum (nw)} + \bar{x}'^2 V_{22} - 2\bar{x}'(\log(LD90) - \bar{x})V_{12} + (\log(LD90) - \bar{x})^2 V_{11} \right)} \quad (4.108)$$

bulunur. Hesaplamalar sonucunda % 95 güvenle aralık  $3,3651 \pm 1,1252 \cdot 0,2938$  olarak bulunur. Buda alt sınırı 3,0345 ile üst sınırı 3,6957 olan aralığı ifade eder. Bulunan sınırlar da logaritmik olarak bulunduğundan benzer dönüşümle gerçek doz aralığı, 10,8268'den 49,6249'a olan aralığı verir.

#### 4.4 Aritmetik Yaklaşımındaki Verilerin Analizlerinin Bilgisayar Programları Yardımıyla Sonuçları

Veriler analiz edilirken değişkenler doz seviyeleri, denek sayıları ( $n$ ) ve dozlardan etkilenen (ölen) deneklerin sayısı ( $r$ ) olarak belirlenmiştir. Dozların değerleri göz önüne alınarak analiz programları yardımıyla dozların 10 tabanına göre logaritması alınarak dağılımları sağlanmıştır.

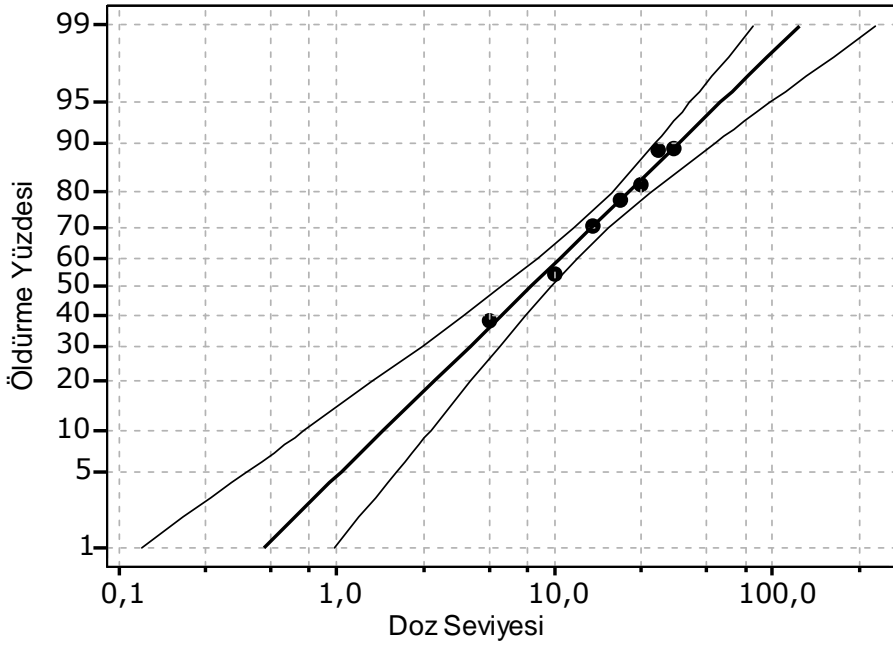
Probit regresyon doğrusu tablosu:

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	P
Sabit	-1,6837	0,3129	0,000
Doz	1,8924	0,2582	0,000

**Tablo 4.9** : Aritmetik yaklaşım verilerinin probit regresyon tablosu.

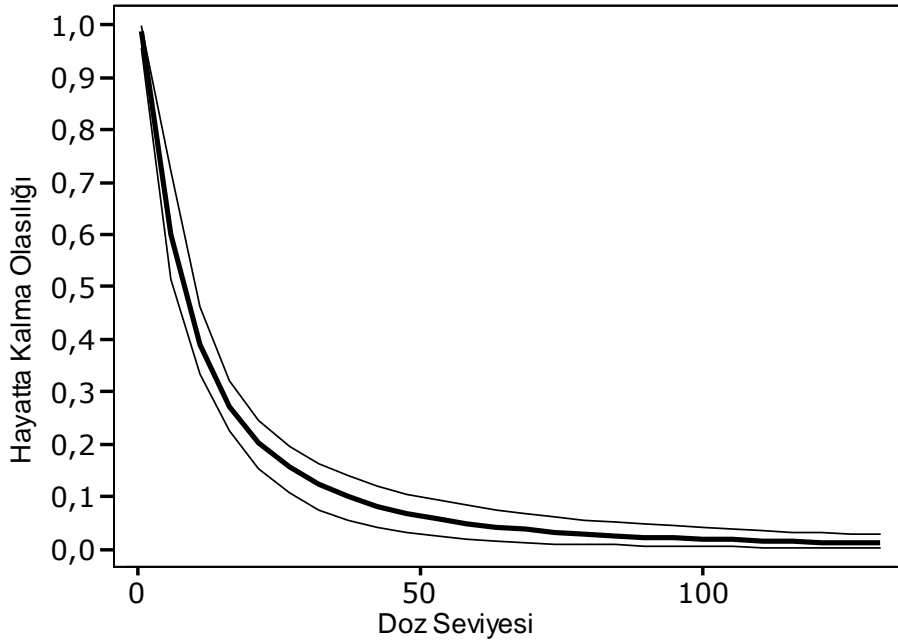
Verilerin probit regresyon doğrusu tarafından temsili de Şekil 4.3'te görülmektedir. Bu doğruya bakarak verilerin doğru için % 95 güven sınırları da belirlenmiştir.





Şekil 4.3 : Aritmetik yaklaşım verilerinin gözlem durumlarının probit regresyon doğrusu üzerinde gösterimi.

Elde edilen bu probit regresyon doğrusu aslında sigmoid bir eğri ifade eden Şekil 4.1'in doğrusallaştırılmış şekli olarak ifadesidir. Dozlar arttıkça hayatta kalma oranı azaldığından bu ilişki Şekil 4.4'ten görülebilmektedir.



**Şekil 4.4 :** Aritmetik yaklaşımdaki verilerin dozlara göre hayatta kalma olasılıklarının grafik olarak gösterimi.

Uyum iyiliği ölçütü olarak ki-kare ( $\chi^2$ ) testleri:

Metot	$\chi^2$ hesap değeri	Serbestlik Derecesi	P
Pearson	0,790	5	0,978
Deviance	0,801	5	0,977

**Tablo 4.10 :** Aritmetik yaklaşım verilerinin probit regresyon doğrusuna uyum iyiliği test sonuçlarının tablosu.

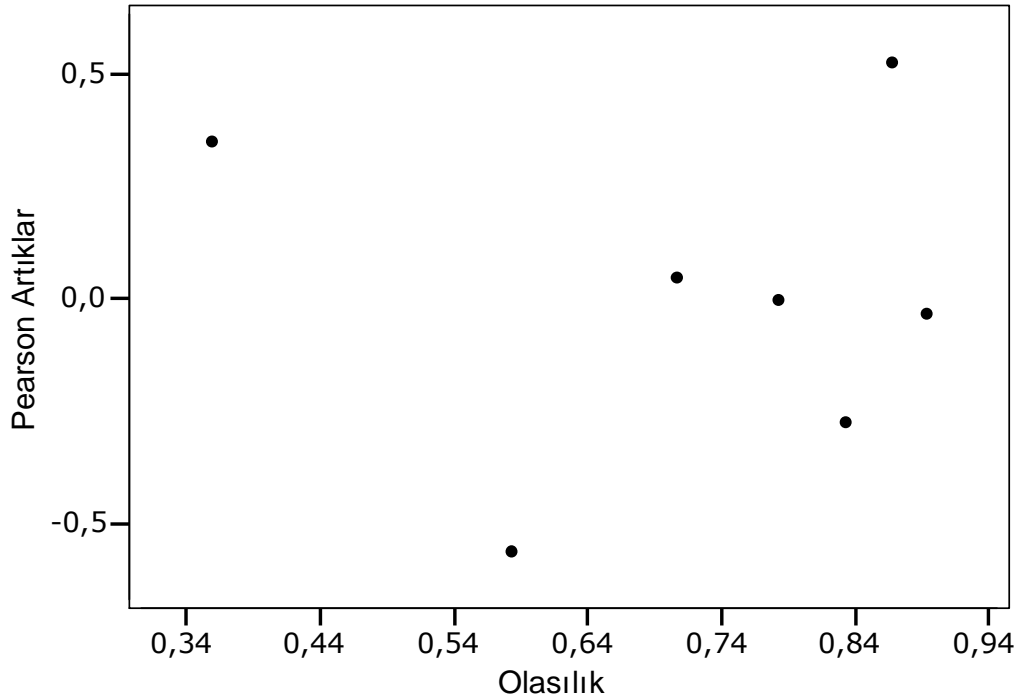
Elde edilen iki  $\chi^2$  değerinin de önemli oranda anlamsız olduğu görülür. Bu sonuca bakılarak heterojenlik faktörünün hesaplamalara katılmadığını, bulunmuş olan probit regresyon denkleminin verileri iyi temsil ettiğini söyleyebiliriz.

Gözlenen ve beklenen frekanslara bağlı olarak, aritmetik yaklaşımdaki Tablo 1.6'nın benzer sonuçlarını içeren bir tablo da şöyledir:

Dozların Logaritması	Deneklerin Sayısı	Ölenler		Artıklar	Olasılıklar
		Gözlenen Frekanslar	Beklenen Frekanslar		
0,70	55	21	19,748	1,252	0,35906
1,00	55	30	32,046	-2,046	0,58265
1,18	55	39	38,833	0,167	0,70606
1,30	55	43	43,000	0,000	0,78182
1,40	55	45	45,755	-0,755	0,83191
1,48	55	49	47,676	1,324	0,86684
1,54	55	49	49,070	-0,070	0,89219

**Tablo 4.11** : Aritmetik yaklaşım verilerinin, gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısının tablosu.

Pearson artıkların, grafik olarak gösterimi bize artıkların aralarında ilişki olmadan dağıldığını göstermektedir.



**Şekil 4.5** : Aritmetik yaklaşım verilerinin, model sonucunda artıkların dağılımını gösteren grafik.

Bu sonuçları takiben artık dozlar için güven aralıklarının verilmesi uygundur.

Öldürme Yüzdeleri	Doz Değerleri	Standart Hata	% 95 Güven Aralıkları	
			Alt Sınır	Üst Sınır
1	0,4575	0,0964	0,1256	0,9720
2	0,6374	0,1220	0,1973	1,2648
3	0,7868	0,1410	0,2626	1,4950
4	0,9217	0,1567	0,3256	1,6957
5	1,0484	0,1705	0,3878	1,8787
6	1,1698	0,1829	0,4500	2,0501
7	1,2878	0,1942	0,5127	2,2134
8	1,4036	0,2047	0,5762	2,3707
9	1,5178	0,2146	0,6406	2,5236
10	1,6312	0,2239	0,7063	2,6732
20	2,7860	0,2985	1,4562	4,1076
30	4,0984	0,3531	2,4455	5,6174
40	5,6996	0,3941	3,7918	7,3720
50	7,7575	0,4251	5,6721	9,5736
60	10,5585	0,4593	8,3620	12,6151
70	14,6837	0,5578	12,2628	17,5046
80	21,6007	0,9387	18,0810	27,2652
90	36,8929	2,4016	28,9114	54,0174
91	39,6487	2,7202	30,7087	59,3927
92	42,8762	3,1093	32,7739	65,8684
93	46,7290	3,5939	35,1901	73,8387
94	51,4428	4,2137	38,0827	83,9233
95	57,4019	5,0352	41,6531	97,1629
96	65,2908	6,1802	46,2535	115,4707
97	76,4902	7,9029	52,5788	142,8587
98	94,4065	10,8577	62,2962	189,7275
99	131,5387	17,5898	81,2784	297,1081

**Tablo 4.12** : Aritmetik yaklaşım verilerinin dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu.

#### 4.5 Doğal Ölümler Gözlemlenmesi Durumunda Bilgisayar Paket Programları Yardımıyla Sonuçlar

Doğal ölümlerin deneklerde gözlemlenmesi durumunda hesaplamalar yapılırken, doğal ölüm yüzdesinin hesaplamaya katılmaması araştırmacıyı yanlış sonuçlara götüreceğinden, bu düzeltmenin yapılması gerekmektedir.

Burada kullanılacak olan veriler, daha önce bahsedilen doğal ölümler için düzenlemeler kısmındaki veriler ile aynıdır. Değişkenler tanımlanırken bir önceki analizde olduğu gibi doz seviyeleri, denek sayıları ( $n$ ) ve dozlardan etkilenen (ölen) deneklerin sayısı ( $r$ ) olarak belirlenmiştir. Dozların da 10 tabanına göre logaritma dönüşümü yapılmıştır. Bu

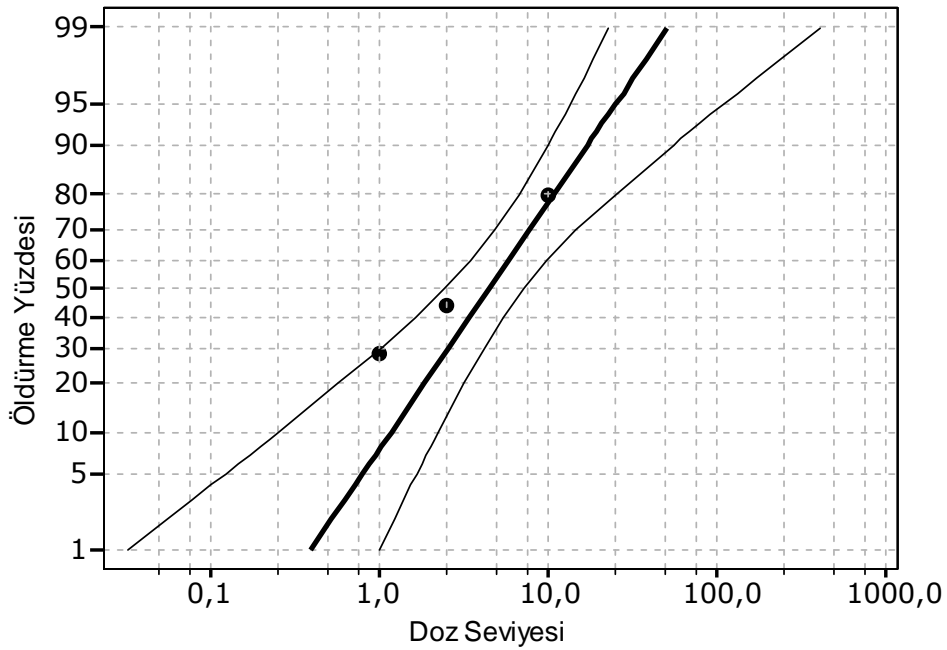
değişkenlerin yanında doğal ölümlülük oranı ( $c = 0,20$ ) olarak hesaplanmış ve değişkenlere katkısı için analizde kullanılmıştır.

Doğal ölüm oranı  $c = 0,20$  altında probit regresyon doğrusu tablosu:

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	P
Sabit	-1,4243	0,4563	0,002
Doz	2,2001	0,5324	0,000

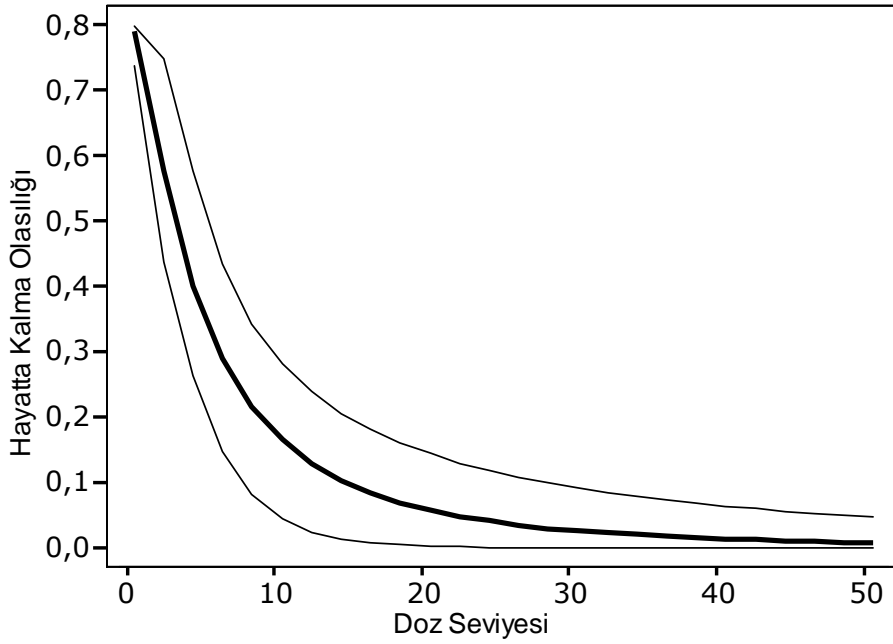
**Tablo 4.13 :** Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin probit regresyon tablosu.

Verilerin probit regresyon doğrusu tarafından temsili de Şekil 4.6'dan görülmektedir. Bu doğruya bakarak verilerin doğru için % 95 güven sınırları da belirlenmiştir.



**Şekil 4.6 :** Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin, gözlemlerinin probit regresyon doğrusu üzerinde gösterimi.

Dozlar arttıkça hayatta kalama oranı azaldığından bu ilişki Şekil 4.7'den görülebilmektedir.



**Şekil 4.7 :** Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin deneklerin hayatta kalma olasılıklarının grafik olarak gösterimi.

Uyum iyiliği ölçütü olarak ki-kare ( $\chi^2$ ) testleri:

Metot	$\chi^2$ hesap değeri	Serbestlik Derecesi	P
Pearson	0,363	2	0,834
Deviance	0,566	2	0,754

**Tablo 4.14 :** Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin probit regresyon doğrusuna uyum iyiliği test sonuçlarının tablosu.

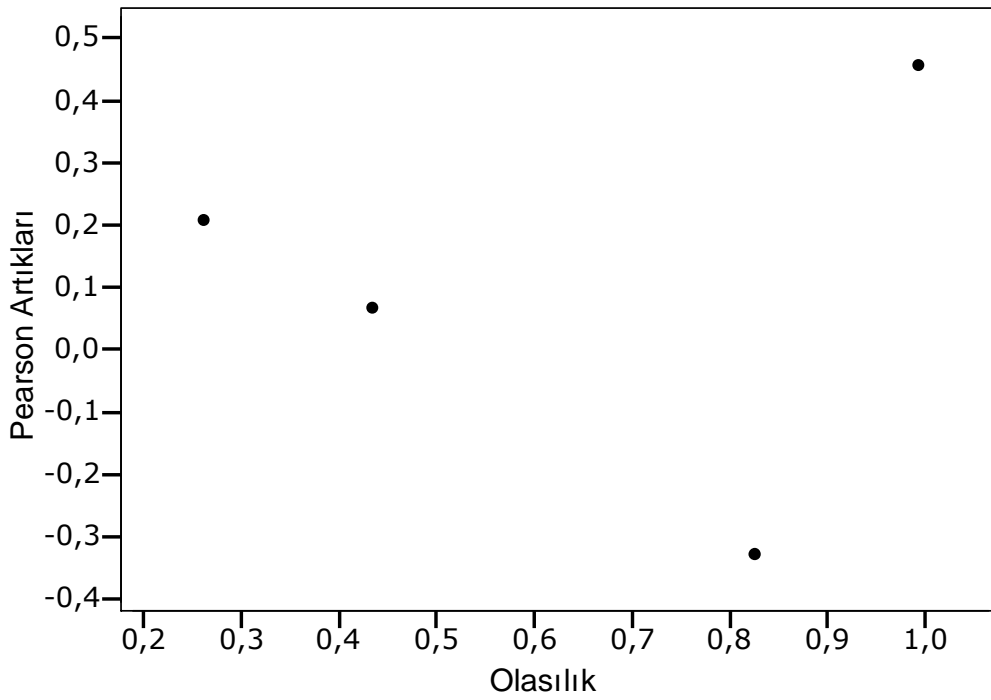
Elde edilen iki  $\chi^2$  değerinin de önemli oranda anlamsız olduğu görülür. Bu sonuca bakılarak heterojenlik faktörünün hesaplamalara katılmadığını, bulunmuş olan probit regresyon denkleminin verileri iyi temsil ettiğini söyleyebiliriz.

Gözlenen ve beklenen frekanslara bağlı olarak, aritmetik yaklaşımdaki Tablo 1.6'nın benzer sonuçlarını içeren bir tablo da şöyledir:

Dozların Logaritması	Deneklerin Sayısı	Ölenler		Artıklar	Olasılıklar
		Gözlenen Frekanslar	Beklenen Frekanslar		
0,00	25	7	6,543	0,457	0,26174
0,40	25	11	10,831	0,169	0,43325
1,00	25	20	20,621	-0,621	0,82485
1,70	25	25	24,793	0,207	0,99172

**Tablo 4.15** : Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin, gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısını gösteren tablo.

Pearson artıkların, grafik olarak gösterimi bize artıkların aralarında ilişki olmadan dağıldığını göstermektedir.



**Şekil 4.8** : Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin model sonucunda artıkların dağılımını gösteren grafik.

Bu sonuçları takiben artık dozlar için güven aralıklarının verilmesi uygundur.

Öldürme Yüzdeleri	Doz Değerleri	Standart Hata	% 95 Güven Aralıkları	
			Alt Sınır	Üst Sınır
1	0,3891	0,1159	0,0324	0,9944
2	0,5175	0,1397	0,0552	1,2177
3	0,6202	0,1566	0,0773	1,3862
4	0,7107	0,1701	0,0996	1,5293
5	0,7939	0,1817	0,1223	1,6574
6	0,8724	0,1920	0,1456	1,7756
7	0,9476	0,2012	0,1695	1,8869
8	1,0204	0,2098	0,1943	1,9931
9	1,0914	0,2177	0,2198	2,0955
10	1,1612	0,2251	0,2463	2,1950
20	1,8402	0,2845	0,5658	3,1346
30	2,5647	0,3339	1,0099	4,1365
40	3,4060	0,3874	1,6162	5,3746
50	4,4401	0,4614	2,4255	7,0991
60	5,7882	0,5848	3,4802	9,8074
70	7,6868	0,8170	4,8481	14,6387
80	10,7134	1,3047	6,7363	24,8159
90	16,9780	2,6170	9,9784	54,9661
91	18,0632	2,8742	10,4848	61,3813
92	19,3209	3,1812	11,0572	69,2455
93	20,8052	3,5548	11,7147	79,1142
94	22,5981	4,0211	12,4860	91,8758
95	24,8322	4,6234	13,4167	109,0529
96	27,7407	5,4390	14,5847	133,5113
97	31,7874	6,6265	16,1409	171,4319
98	38,0949	8,5826	18,4381	239,4243
99	50,6722	12,7926	22,6707	406,5885

**Tablo 4.16 :** Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu.

#### 4.6 Etki Dozlarının Bulunmasında Zamana Bağlı Değişimlerin Bilgisayar Paket Programlar Yardımıyla Bulguları

Deneklere ait etki dozları bulunurken doz seviyelerinin yanında zaman, sıcaklık ve benzeri faktörlerinde deneylerde yer alabileceği muhtemeldir. Bulunacak sonuçların, ana değişken (doz) yanında diğer etkilerinin de kestirilmesi deney sonuçlarının amaca uygun hizmet etmesi açısından önemlidir.

Bu bölümde incelenmiş olan veriler, aritmetik yaklaşımda kullanılan doz seviyelerine, deneklerin verdiği cevapların birer günlük arayla ölçülüp, 4 günlük gözlemleri sonucundan oluşturulan verilerden oluşmaktadır. Analizde kullanılan değişkenler, doz seviyeleri, denek sayıları ( $n$ ) ve dozlardan etkilenen (ölen) deneklerin sayısı ( $r$ ) ve gün



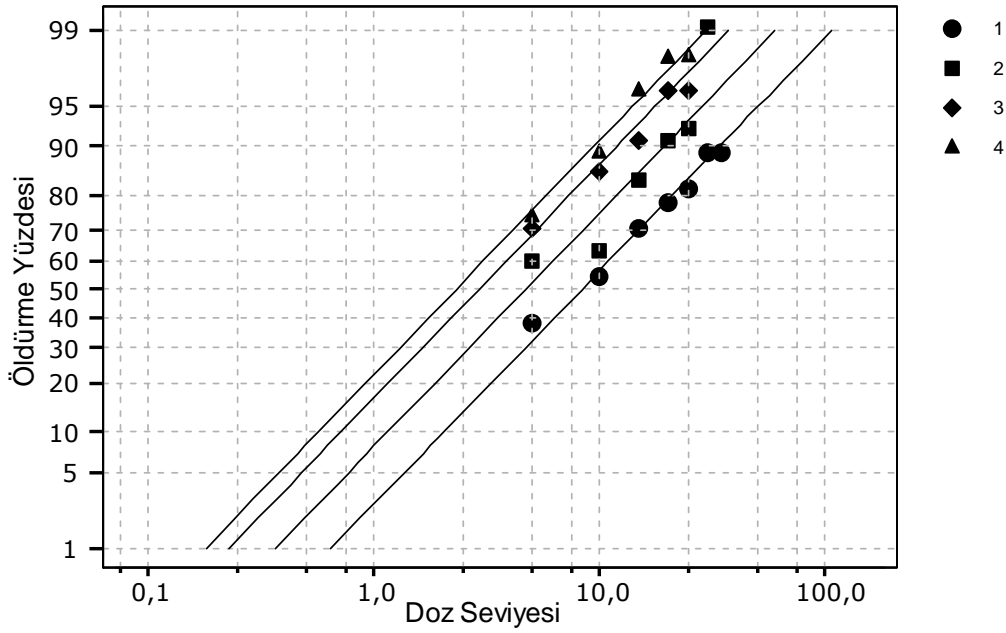
değişkenlerinden oluşmaktadır. Gün değişkeni faktör olarak ele alınıp, % 95 güven aralıkları ve uyum iyiliği test sonuçlarının bulguları, bu bölümde çözümlenmiştir.

Probit regresyon doğruları tablosu:

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	P
Sabit	-1,9264	0,2004	0,000
Doz	2,0984	0,1588	0,000
2. gün	0,5306	0,1117	0,000
3. gün	0,9566	0,1265	0,000
4. gün	1,1703	0,1376	0,000

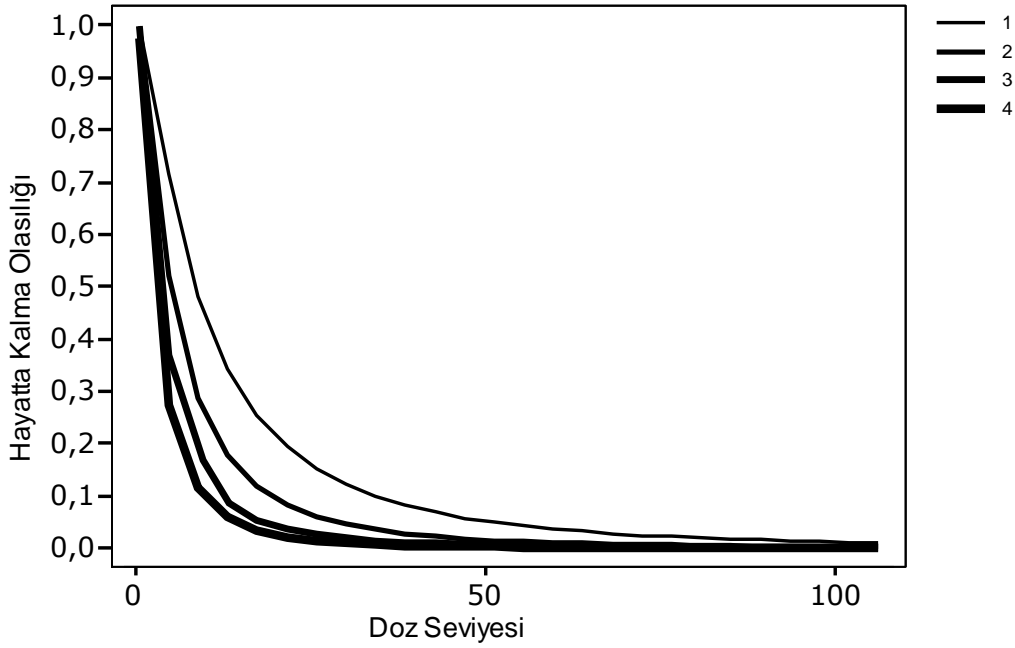
**Tablo 4.17** : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin probit regresyon doğrusu tablosu.

Verilerin probit regresyon doğrusu tarafından temsili de Şekil 4.9'da görülmektedir.



**Şekil 4.9** : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin gözlemlerinin probit regresyon doğrusu üzerinde gösterimi.

Dozlar arttıkça hayatta kalama oranı azaldığından bu ilişki Şekil 4.10'dan görülebilmektedir.



**Şekil 4.10 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin deneklerinin hayatta kalma olasılıklarının grafiği.

Her gün için bulunan probit regresyon doğrularının eğimlerinin farklılaşmasını test edebilmek için ki-kare ( $\chi^2$ ) testi:

Metot	$\chi^2$ hesap değeri	Serbestlik Derecesi	P
Eşit Eğimler için Test	1,3047	3	0,728

**Tablo 4.18 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin probit regresyon doğrularının eğimlerinin testi için tablo.

Elde edilen  $\chi^2$  testi önemli derecede anlamsız çıktığından dolayı 4 gün için elde edilen Şekil 4.9'da gösterilen probit regresyon doğrularının eğimlerinin istatistiksel açıdan farklı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Uyum iyiliği ölçütü olarak ki-kare ( $\chi^2$ ) testleri:

Metot	$\chi^2$ hesap değeri	Serbestlik Derecesi	P
Pearson	16,589	23	0,829
Deviance	20,768	23	0,595

**Tablo 4.19 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin probit regresyon doğrusuna uyum iyiliği test sonuçlarının tablosu.

Elde edilen iki  $\chi^2$  değerinin de önemli oranda anlamsız olduğu görülür. Bu sonuca bakılarak heterojenlik faktörünün hesaplamalara katılmadığını, bulunmuş olan probit regresyon denklemlerin verileri iyi temsil ettiğini söyleyebiliriz.

Faktör değişkeni altında gözlenen ve beklenen cevaplar arasındaki farklılaşmayı gösteren, aritmetik yaklaşımdaki Tablo 1.6'ya benzer olarak tablolar şöyledir:

Faktör	Dozların Logaritması	Deneklerin Sayısı	Ölenler		Artıklar	Olasılıklar
			Gözlenen Frekanslar	Beklenen Frekanslar		
1	0,70	55	21	17,757	3,243	0,32285
1	1,00	55	30	31,255	-1,255	0,56827
1	1,18	55	39	38,825	0,175	0,70592
1	1,30	55	43	43,406	-0,406	0,78921
1	1,40	55	45	46,367	-1,367	0,84304
1	1,48	55	49	48,380	0,620	0,87964
1	1,54	55	49	49,804	-0,804	0,90552

**Tablo 4.20 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin, 1. gün faktörüne göre gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısını gösteren tablo.

Faktör	Dozların Logaritması	Deneklerin Sayısı	Ölenler		Artıklar	Olasılıklar
			Gözlenen Frekanslar	Beklenen Frekanslar		
2	0,70	55	33	28,836	4,164	0,52429
2	1,00	55	35	41,565	-6,565	0,75573
2	1,18	55	46	47,075	-1,075	0,85592
2	1,30	55	50	49,902	0,098	0,90730
2	1,40	55	51	51,519	-0,519	0,93671
2	1,48	55	55	52,517	2,483	0,95485
2	1,54	55	54	53,168	0,832	0,96670

**Tablo 4.21 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin, 2. gün faktörüne göre gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısını gösteren tablo.

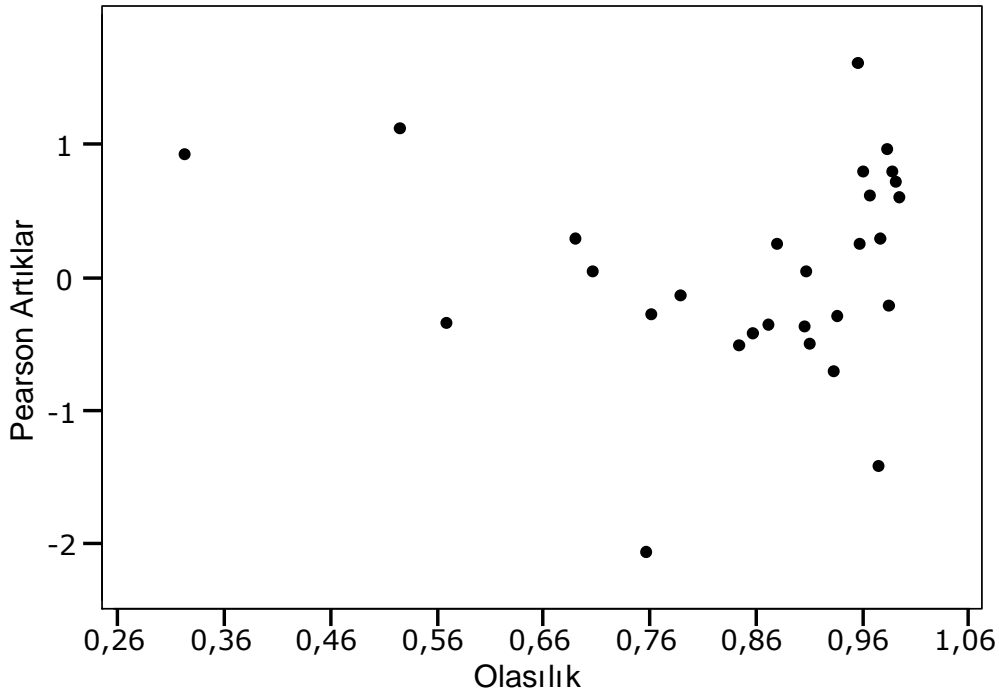
Faktör	Dozların Logaritması	Deneklerin Sayısı	Ölenler		Artıklar	Olasılıklar
			Gözlenen Frekanslar	Beklenen Frekanslar		
3	0,70	55	39	37,974	1,026	0,69043
3	1,00	55	47	47,878	-0,878	0,87051
3	1,18	55	50	51,314	-1,314	0,93297
3	1,30	55	54	52,846	1,154	0,96084
3	1,40	55	52	53,637	-1,637	0,97523
3	1,48	55	55	54,088	0,912	0,98341
3	1,54	55	55	54,363	0,637	0,98841

**Tablo 4.22 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin, 3. gün faktörüne göre gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısını gösteren tablo.

Faktör	Dozların Logaritması	Deneklerin Sayısı	Ölenler		Artıklar	Olasılıklar
			Gözlenen Frekanslar	Beklenen Frekanslar		
4	0,70	55	41	41,875	-0,875	0,32285
4	1,00	55	49	50,065	-1,065	0,56827
4	1,18	55	53	52,610	0,390	0,70592
4	1,30	55	54	53,670	0,330	0,78921
4	1,40	55	54	54,190	-0,190	0,84304
4	1,48	55	55	54,475	0,525	0,87964
4	1,54	55	55	54,643	0,357	0,90552

**Tablo 4.23 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin, 4.. gün faktörüne göre gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısını gösteren tablo.

Pearson artıkların, grafik olarak gösterimi bize artıkların aralarında ilişki olmadan dağıldığını göstermektedir.



**Şekil 4.11 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin model sonucunda artıkların dağılımını gösteren grafik.

Bu sonuçları takiben her faktör altında, dozlar için güven aralıklarının verilmesi uygundur.

Öldürme Yüzdeleri	Doz Değerleri	Standart Hata	% 95 Güven Aralıkları	
			Alt Sınır	Üst Sınır
1	0,6448	0,0703	0,3633	0,9931
2	0,8696	0,0868	0,5149	1,2918
3	1,0513	0,0988	0,6422	1,5268
4	1,2126	0,1087	0,7583	1,7316
5	1,3620	0,1173	0,8678	1,9186
6	1,5035	0,1250	0,9734	2,0937
7	1,6396	0,1321	1,0764	2,2606
8	1,7719	0,1387	1,1777	2,4214
9	1,9014	0,1449	1,2780	2,5777
10	2,0291	0,1507	1,3778	2,7307
20	3,2881	0,1996	2,4039	4,2004
30	4,6571	0,2407	3,5777	5,7511
40	6,2703	0,2814	5,0048	7,5530
50	8,2799	0,3284	6,8135	9,7957
60	10,9334	0,3941	9,2076	12,7986
70	14,7207	0,5080	12,5700	17,2239
80	20,8497	0,7538	17,8067	24,7760
90	33,7870	1,4733	28,1770	42,0201
91	36,0549	1,6204	29,9257	45,1860
92	38,6914	1,7977	31,9388	48,9115
93	41,8134	2,0157	34,2973	53,3813
94	45,5990	2,2908	37,1239	58,8801
95	50,3365	2,6501	40,6159	65,8740
96	56,5351	3,1426	45,1178	75,1971
97	65,2110	3,8695	51,3097	88,5415
98	78,8394	5,0863	60,8226	110,1123
99	106,3289	7,7634	79,3995	155,5052

**Tablo 4.24 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin 1. gün faktörü altında dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu.

Öldürme Yüzdeleri	Doz Değerleri	Standart Hata	% 95 Güven Aralıkları	
			Alt Sınır	Üst Sınır
1	0,3641	0,0449	0,1904	0,5936
2	0,4911	0,0560	0,2699	0,7722
3	0,5938	0,0643	0,3366	0,9127
4	0,6849	0,0712	0,3974	1,0352
5	0,7692	0,0772	0,4548	1,1469
6	0,8491	0,0827	0,5101	1,2516
7	0,9260	0,0878	0,5641	1,3513
8	1,0007	0,0926	0,6173	1,4474
9	1,0739	0,0971	0,6699	1,5408
10	1,1460	0,1015	0,7222	1,6322
20	1,8571	0,1388	1,2611	2,5085
30	2,6303	0,1720	1,8800	3,4289
40	3,5414	0,2053	2,6373	4,4908
50	4,6763	0,2421	3,6067	5,7978
60	6,1750	0,2875	4,9104	7,5191
70	8,3140	0,3529	6,7840	9,9988
80	11,7756	0,4736	9,7853	14,1257
90	19,0825	0,8086	15,8702	23,3742
91	20,3633	0,8777	16,9026	25,0647
92	21,8524	0,9615	18,0917	27,0530
93	23,6157	1,0652	19,4854	29,4379
94	25,7537	1,1968	21,1559	32,3710
95	28,4294	1,3700	23,2197	36,1010
96	31,9302	1,6092	25,8799	41,0726
97	36,8303	1,9655	29,5376	48,1878
98	44,5274	2,5678	35,1547	59,6874
99	60,0531	3,9086	46,1186	83,8788

**Tablo 4.25 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin 2. gün faktörü altında dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu.

Öldürme Yüzdeleri	Doz Değerleri	Standart Hata	% 95 Güven Aralıkları	
			Alt Sınır	Üst Sınır
1	0,2257	0,0309	0,1101	0,3882
2	0,3044	0,0388	0,1560	0,5053
3	0,3680	0,0448	0,1945	0,5975
4	0,4245	0,0499	0,2296	0,6778
5	0,4768	0,0544	0,2627	0,7511
6	0,5263	0,0585	0,2946	0,8198
7	0,5739	0,0623	0,3257	0,8852
8	0,6202	0,0659	0,3564	0,9483
9	0,6656	0,0694	0,3867	1,0096
10	0,7103	0,0727	0,4169	1,0695
20	1,1510	0,1021	0,7276	1,6447
30	1,6302	0,1293	1,0845	2,2484
40	2,1949	0,1576	1,5220	2,9434
50	2,8984	0,1894	2,0840	3,7956
60	3,8272	0,2281	2,8442	4,9103
70	5,1530	0,2807	3,9482	6,4987
80	7,2984	0,3667	5,7480	9,0962
90	11,8272	0,5728	9,4967	14,7755
91	12,6210	0,6131	10,1419	15,8012
92	13,5439	0,6615	10,8874	17,0046
93	14,6368	0,7210	11,7636	18,4446
94	15,9619	0,7961	12,8168	20,2117
95	17,6203	0,8945	14,1213	22,4541
96	19,7901	1,0300	15,8069	25,4369
97	22,8271	1,2316	18,1295	29,6975
98	27,5977	1,5728	21,7033	36,5710
99	37,2204	2,3355	28,6904	51,0020

**Tablo 4.26 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin 3. gün faktörü altında dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu.



Öldürme Yüzdeleri	Doz Değerleri	Standart Hata	% 95 Güven Aralıkları	
			Alt Sınır	Üst Sınır
1	0,1785	0,0256	0,0842	0,3156
2	0,2408	0,0324	0,1192	0,4110
3	0,2911	0,0375	0,1486	0,4860
4	0,3357	0,0418	0,1753	0,5515
5	0,3771	0,0456	0,2006	0,6113
6	0,4163	0,0492	0,2249	0,6673
7	0,4539	0,0525	0,2486	0,7207
8	0,4906	0,0556	0,2720	0,7721
9	0,5264	0,0586	0,2951	0,8221
10	0,5618	0,0615	0,3181	0,8711
20	0,9104	0,0874	0,5546	1,3408
30	1,2894	0,1119	0,8261	1,8341
40	1,7360	0,1378	1,1588	2,4022
50	2,2924	0,1673	1,5863	3,0985
60	3,0271	0,2035	2,1651	4,0083
70	4,0756	0,2525	3,0074	5,3015
80	5,7725	0,3308	4,3870	7,4059
90	9,3544	0,5080	7,2880	11,9638
91	9,9823	0,5415	7,7908	12,7819
92	10,7122	0,5814	8,3726	13,7402
93	11,5766	0,6300	9,0578	14,8851
94	12,6247	0,6909	9,8832	16,2874
95	13,9364	0,7700	10,9076	18,0638
96	15,6525	0,8781	12,2342	20,4221
97	18,0546	1,0377	14,0666	23,7840
98	21,8278	1,3059	16,8929	29,1959
99	29,4386	1,9016	22,4338	40,5310

**Tablo 4.27 :** Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin 4. gün faktörü altında dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu.

## 5. SONUÇ VE TARTIŞMA

Günümüzde istatistik bilgisayar paket programlarının kullanımının artması, araştırmacılarda teorik bilgi eksikliği kavramını ortaya çıkarmıştır.

Bu çalışmada probit analiziyle ilgili çalışmalarda kullanılan, bilgisayar paket programlarının sonuçları ile el yordamıyla hesaplama sonuçlarının karşılaştırılması yapılmıştır. Bulunan sonuçların karşılaştırılmasında, sonuçların benzerliği gözönüne alındığında, araştırmacıların bilgisayar paket programları ile elde edilen sonuçların, teorik bilgilerle elde edilen sonuçları desteklediği hakkındaki güven duyguları pekiştirilmektedir.

Ayrıca verilerin ve elde edilen sonuçların grafiksel olarak gösterimi, araştırmacılara sonuçların açıklanabilirliği bakımından daha faydalı olacağı düşünülmüştür. Bu nedenle özellikle zaman ve maliyet açısından durum göz önüne alındığında, doz-tepki esaslı araştırmalarda yoğun olarak kullanılan probit analizinin uygulanması, izlenilecek adımların belirlenmesi, sonuçların yorumlanması, bilgisayar paket programlarla uygulanması araştırmacılar için bazen zorluklar yaratabilmektedir. Bu amaçla, bu çalışma, araştırmacılara değerlendirme ve yorumlama anlamında bir takım kolaylıklar sağlayacaktır.

Analizin adımları, el yordamıyla hesaplamalar için grafik yaklaşım, aritmetik yaklaşım ve doğal ölüm gözlenmesi durumunda yapılan hesaplama yaklaşımları olarak nitelendirilmiştir. Aritmetik yaklaşım ve doğal ölüm gözlenmesi durumlarına paralel olarak paket programlar yardımıyla hesaplamalar yapılmıştır. Bütün bu analizlerden bağımsız olarak deney ortamında kontrol edilemeyen veya araştırılmak istenen faktörün (gün), ana değişken (doz) ile analizi ayrıca yapılmıştır.

El yordamıyla yapılan hesaplamalarda grafik yaklaşım karmaşık olmayan veri tipleri açısından istatistiksel olarak anlamlı ve yeterli sonuçlar vermektedir. Bu adımda hesaplamalar basit, zaman ve maliyet açısından ekonomik olduğu kanısına varılmıştır. Aritmetik yaklaşım ise hesaplama açısından biraz daha uzun fakat daha kesin sonuçlara varma açısından uygun olmaktadır. Bu iki yaklaşım esnasında aynı veriler kullanılmış ve sonuçlarda çalışmanın önemine göre göz ardı edilebilecek farklılıklar bulunmuştur. Güven aralıkları ve standart hatalar yaklaşık olarak aynı aralıkları vermiştir. Daha sonra aritmetik yaklaşım hesaplamaları aynı zamanda bilgisayar paket programları yardımıyla hesaplanmış ve bulunan sonuçların karşılaştırmaları sonucunda önemli farklılıklar bulunmamıştır. Bu anlamda yapılan hesaplamalar için basit araştırmalarda el yordamıyla hesaplamaların güvenilir ve geçerli sonuçlar verdiği kanısına ulaşılmıştır.

Doğal ölüm gözlenmesi durumunda yapılan el yordamıyla hesaplamalar, bilgisayar paket programları sonuçları ile karşılaştırılmış yine önemli bir farklılık bulunmamıştır. Doğal ölüm gözlenmesi durumunun güven aralıkları ve standart hataları yaklaşık olarak aynı çıkmıştır. Doğal ölüm gözlenmesi hesaplamaları, grafik yaklaşım ve aritmetik yaklaşıma göre daha uzun olduğundan karmaşık veri yapıları için mümkünse hatalı hesaplama ihtimalini azaltmak için bilgisayar paket programlarının kullanılması uygun olacaktır.

Bilgisayar paket programlarıyla hesaplama adımlarının uygulanmasının son adımı olarak, ortamdan kaynaklanan faktörlerin veya araştırmanın amacına göre etki değişkenine faktör olarak katılan değişkenlerin incelenmesi yapılmıştır. Burada farklı faktör seviyeleri için hesaplamalar yapıldığından, her faktör için regresyon denklemi, güven aralıkları ve bulunan denklemlerin eğimlerinin uyum testi sonuçları bulunmalıdır. Bu uygulama esnasında hesaplamaların karmaşık olacağı ve uzun süreceği düşünülerek bilgisayar paket programları kullanılmıştır. Yapılan analizler sonucunda her faktör için güven aralıkları ayrı ayrı bulunmuştur. Buradan yola çıkarak araştırmacılar için deney ortamında kontrol edilemeyen değişkenlerin varlığı veya araştırılmak istenilen faktörlerin bulunmasının, araştırmanın amacına hizmet etmesi açısından irdelenmesi gereken bir yöntem olduğu sonucuna varılmıştır.

Bilgisayar paket programlarının hesaplamalarda modelin teorik özelliklerini ikinci plana atarak, sonuçlara odaklanması analiz adımlarının nasıl ilerlediğinin bilinmemesine neden olmaktadır. El yordamıyla hesaplamaların önündeki dezavantaj ise özel tablolara ihtiyaç duymasıdır. El yordamıyla hesaplamalarda diğer dezavantaj ise karmaşık veri yapıları için uzun süreceği ve hesaplama hatalarının sonuçlara karışacağıdır. Bilgisayar paket programları yardımıyla hesaplamalar ve el yordamıyla hesaplamalar arasında çalışmanın önemine göre sayısal yuvarlamadan kaynaklanan farklılıkların göz ardı edilebileceği düşünülerek seçim durumu araştırmacılara bırakılmıştır.

Probit yöntemin uygulamalarda (ikili cevap değişkeni içeren uygulamalı bilimlere) veri yapısına bakılarak uygulanması söz konusudur. Araştırmanın amacına göre diğer bilimlere de uygulanabileceği göz ardı edilmemelidir.

**EKLER**

**Tablo I : Yüzdelerin Probitlere Dönüşümü**

%	0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1	2	3	4	5
0	-----	1.9098	2.1218	2.2522	2.3479	2.4242	2.4879	2.5427	2.5911	2.6344					
1	2.6737	2.7096	2.7738	2.7738	2.8027	2.8299	2.8556	2.8799	2.9031	2.9251					
2	2.9463	2.9665	2.9859	3.0046	3.0226	3.0400	3.0569	3.0732	3.0890	3.1043					
3	3.1192	3.1337	3.1478	3.1616	3.1750	3.1881	3.2009	3.2134	3.2256	3.2376					
4	3.2493	3.2608	3.2721	3.2831	3.2940	3.3046	3.3151	3.3253	3.3354	3.3454					
5	3.3551	3.3648	3.3742	3.3836	3.3928	3.4018	3.4107	3.4195	3.4282	3.4368	9	18	27	36	45
6	3.4452	3.4536	3.4618	3.4699	3.4780	3.4859	3.4937	3.5015	3.5091	3.5167	8	16	24	32	40
7	3.5242	3.5316	3.5389	3.5462	3.5534	3.5605	3.5675	3.5745	3.5813	3.5882	7	14	21	28	36
8	3.5949	3.6016	3.6083	3.6148	3.6213	3.6278	3.6342	3.6405	3.6468	3.6531	6	13	19	26	32
9	3.6592	3.6654	3.6715	3.6775	3.6835	3.6894	3.6953	3.7012	3.7070	3.7127	6	13	18	24	30
10	3.7184	3.7241	3.7298	3.7354	3.7409	3.7464	3.7519	3.7574	3.7628	3.7681	6	11	17	22	28
11	3.7735	3.7788	3.7840	3.7893	3.7945	3.7996	3.8048	3.8099	3.8150	3.8200	5	10	16	21	26
12	3.8250	3.8300	3.8350	3.8399	3.8448	3.8497	3.8545	3.8593	3.8641	3.8689	5	10	15	20	24
13	3.8736	3.8783	3.8830	3.8877	3.8923	3.8969	3.9015	3.9061	3.9107	3.9152	5	9	14	18	23
14	3.9197	3.9242	3.9286	3.9331	3.9375	3.9419	3.9463	3.9506	3.9550	3.9593	4	9	13	18	22
15	3.9636	3.9678	3.9721	3.9763	3.9806	3.9848	3.9890	3.9931	3.9973	4.0014	4	8	13	17	21
16	4.0055	4.0096	4.0137	4.0178	4.0218	4.0259	4.0299	4.0339	4.0379	4.0419	4	8	12	16	20
17	4.0458	4.0498	4.0537	4.0576	4.0615	4.0654	4.0693	4.0731	4.0770	4.0808	4	8	12	16	19
18	4.0846	4.0884	4.0922	4.0960	4.0998	4.1035	4.1073	4.1110	4.1147	4.1184	4	8	11	15	19
19	4.1221	4.1258	4.1295	4.1331	4.1367	4.1404	4.1440	4.1476	4.1512	4.1548	4	7	11	15	18
20	4.1584	4.1619	4.1655	4.1690	4.1726	4.1761	4.1796	4.1831	4.1866	4.1901	4	7	11	14	18
21	4.1936	4.1970	4.2005	4.2039	4.2074	4.2108	4.2142	4.2176	4.2210	4.2244	3	7	10	14	17
22	4.2278	4.2312	4.2345	4.2379	4.2412	4.2446	4.2479	4.2512	4.2546	4.2579	3	7	10	13	17
23	4.2612	4.2644	4.2677	4.2710	4.2743	4.2775	4.2808	4.2840	4.2872	4.2905	3	7	10	13	16
24	4.2937	4.2669	4.3001	4.3033	4.3065	4.3097	4.3129	4.3160	4.3198	4.3224	3	6	10	13	16
25	4.3255	4.3287	4.3318	4.3349	4.3380	4.3412	4.3443	4.3474	4.3505	4.3536	3	6	9	12	16
26	4.3567	4.3597	4.3628	4.3659	4.3689	4.3720	4.3750	4.3781	4.3811	4.3842	3	6	9	12	15
27	4.3872	4.3902	4.3932	4.3962	4.3992	4.4022	4.4052	4.4082	4.4112	4.4142	3	6	9	12	15
28	4.4172	4.4201	4.4231	4.4260	4.4290	4.4319	4.4349	4.4378	4.4408	4.4437	3	6	9	12	15
29	4.4466	4.4495	4.4524	4.4554	4.4583	4.4612	4.4641	4.4670	4.4698	4.4727	3	6	9	12	14
30	4.4756	4.4785	4.4813	4.4842	4.4871	4.4899	4.4928	4.4956	4.4985	4.5013	3	6	9	11	14
31	4.5041	4.5070	4.5098	4.5126	4.5155	4.5183	4.5211	4.5239	4.5267	4.5295	3	6	8	11	14
32	4.5323	4.5351	4.5379	4.5407	4.5435	4.5462	4.5490	4.5518	4.5546	4.5573	3	6	8	11	14
33	4.5601	4.5628	4.5656	4.5684	4.5711	4.5739	4.5766	4.5793	4.5821	4.5848	3	5	8	11	14
34	4.5875	4.5903	4.5930	4.5957	4.5984	4.6011	4.6039	4.6066	4.6093	4.6120	3	5	8	11	14
35	4.6147	4.6174	4.6201	4.6228	4.6255	4.6281	4.6308	4.6335	4.6362	4.6389	3	5	8	11	13
36	4.6415	4.6442	4.6469	4.6495	4.6522	4.6549	4.6575	4.6602	4.6628	4.6655	3	5	8	11	13
37	4.6681	4.6708	4.6734	4.6761	4.6787	4.6814	4.6840	4.6866	4.6893	4.6919	3	5	8	11	13
38	4.6945	4.6971	4.6998	4.7024	4.7050	4.7076	4.7102	4.7129	4.7155	4.7181	3	5	8	10	13
39	4.7207	4.7233	4.7259	4.7285	4.7311	4.7337	4.7363	4.7389	4.7415	4.7441	3	5	8	10	13

Tablo I'in devamı

%	0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1	2	3	4	5
40	4.7467	4.7492	4.7518	4.7544	4.7570	4.7596	4.7622	4.7647	4.7673	4.7699	3	5	8	10	13
41	4.7725	4.7750	4.7776	4.7802	4.7827	4.7853	4.7879	4.7904	4.7930	4.7955	3	5	8	10	13
42	4.7981	4.8007	4.8032	4.8058	4.8083	4.8109	4.8134	4.8160	4.8185	4.8211	3	5	8	10	13
43	4.8236	4.8262	4.8287	4.8313	4.8338	4.8363	4.8389	4.8414	4.8440	4.8465	3	5	8	10	13
44	4.8490	4.8516	4.8541	4.8566	4.8592	4.8617	4.8642	4.8668	4.8693	4.8718	3	5	8	10	13
45	4.8743	4.8769	4.8794	4.8819	4.8844	4.8870	4.8895	4.8920	4.8945	4.8970	3	5	8	10	13
46	4.8996	4.9021	4.9046	4.9071	4.9096	4.9122	4.9147	4.9172	4.9197	4.9222	3	5	8	10	13
47	4.9247	4.9272	4.9298	4.9323	4.9348	4.9373	4.9398	4.9423	4.9448	4.9473	3	5	8	10	13
48	4.9498	4.9524	4.9549	4.9574	4.9599	4.9624	4.9649	4.9674	4.9699	4.9724	3	5	8	10	13
49	4.9749	4.9774	4.9799	4.9825	4.9850	4.9875	4.9900	4.9925	4.9950	4.9975	3	5	8	10	13
50	5.0000	5.0025	5.0050	5.0075	5.0100	5.0125	5.0150	5.0175	5.0201	5.0226	3	5	8	10	13
51	5.0251	5.0276	5.0301	5.0326	5.0351	5.0376	5.0401	5.0426	5.0451	5.0476	3	5	8	10	13
52	5.0502	5.0527	5.0552	5.0577	5.0602	5.0627	5.0652	5.0677	5.0702	5.0728	3	5	8	10	13
53	5.0753	5.0778	5.0803	5.0828	5.0853	5.0878	5.0904	5.0929	5.0954	5.0979	3	5	8	10	13
54	5.1004	5.1030	5.1055	5.1080	5.1105	5.1130	5.1156	5.1181	5.1206	5.1231	3	5	8	10	13
55	5.1257	5.1282	5.1307	5.1332	5.1358	5.1383	5.1408	5.1434	5.1459	5.1484	3	5	8	10	13
56	5.1510	5.1535	5.1560	5.1586	5.1611	5.1637	5.1662	5.1687	5.1713	5.1738	3	5	8	10	13
57	5.1764	5.1789	5.1815	5.1840	5.1866	5.1891	5.1917	5.1942	5.1968	5.1993	3	5	8	10	13
58	5.2019	5.2045	5.2070	5.2096	5.2121	5.2147	5.2173	5.2198	5.2224	5.2250	3	5	8	10	13
59	5.2275	5.2301	5.2327	5.2353	5.2378	5.2404	5.2430	5.2456	5.2482	5.2508	3	5	8	10	13
60	5.2533	5.2559	5.2585	5.2611	5.2637	5.2663	5.2689	5.2715	5.2741	5.2767	3	5	8	10	13
61	5.2793	5.2819	5.2845	5.2871	5.2898	5.2924	5.2950	5.2976	5.3002	5.3029	3	5	8	10	13
62	5.1055	5.3081	5.3107	5.3134	5.3160	5.3186	5.3213	5.3239	5.3266	5.3292	3	5	8	11	13
63	5.3319	5.3345	5.3372	5.3398	5.3425	5.3451	5.3478	5.3505	5.3531	5.3558	3	5	8	11	13
64	5.3585	5.3611	5.3638	5.3665	5.3692	5.3719	5.3745	5.3772	5.3799	5.3826	3	5	8	11	13
65	5.3853	5.3880	5.3907	5.3934	5.3961	5.3989	5.4016	5.4043	5.4070	5.4097	3	5	8	11	14
66	5.4125	5.4152	5.4179	5.4207	5.4234	5.4261	5.4289	5.4316	5.4344	5.4372	3	5	8	11	14
67	5.4399	5.4427	5.4454	5.4482	5.4510	5.4538	5.4565	5.4593	5.4621	5.4649	3	6	8	11	14
68	5.4677	5.4705	5.4733	5.4761	5.4789	5.4817	5.4845	5.4874	5.4902	5.4930	3	6	8	11	14
69	5.4959	5.4987	5.5015	5.5044	5.5072	5.5101	5.5129	5.5158	5.5187	5.5215	3	6	9	11	14
70	5.5244	5.5273	5.5302	5.5330	5.5359	5.5388	5.5417	5.5446	5.5476	5.5505	3	6	9	12	14
71	5.5534	5.5563	5.5592	5.5622	5.5651	5.5681	5.5710	5.5740	5.5769	5.5799	3	6	9	12	15
72	5.5828	5.5858	5.5888	5.5918	5.5948	5.5978	5.6008	5.6038	5.6068	5.6098	3	6	9	12	15
73	5.6128	5.6158	5.6189	5.6219	5.6250	5.6280	5.6311	5.6341	5.6372	5.6403	3	6	9	12	15
74	5.6433	5.6464	5.6495	5.6526	5.6557	5.6588	5.6620	5.6651	5.6682	5.6713	3	6	9	12	16
75	5.6745	5.6776	5.6808	5.6840	5.6871	5.6903	5.6935	5.6967	5.6999	5.7031	3	6	10	13	16
76	5.7063	5.7095	5.7128	5.7160	5.7192	5.7225	5.7257	5.7290	5.7323	5.7356	3	7	10	13	16
77	5.7388	5.7421	5.7454	5.7488	5.7521	5.7554	5.7588	5.7621	5.7655	5.7688	3	7	10	13	17
78	5.7722	5.7756	5.7790	5.7824	5.7858	5.7892	5.7926	5.7961	5.7995	5.8030	3	7	10	14	17
79	5.8064	5.8099	5.8134	5.8169	5.8204	5.8239	5.8274	5.8310	5.8345	5.8381	4	7	11	14	18
80	5.8416	5.8452	5.8488	5.8524	5.8560	5.8596	5.8633	5.8669	5.8705	5.8742	4	7	11	14	18
81	5.8779	5.8816	5.8853	5.8890	5.8927	5.8965	5.9002	5.9040	5.9078	5.9116	4	7	11	15	19
82	5.9154	5.9192	5.9230	5.9269	5.9307	5.9346	5.9285	5.9424	5.9463	5.9502	4	8	12	15	19
83	5.9542	5.9581	5.9621	5.9661	5.9701	5.9741	5.9782	5.9822	5.9863	5.9904	4	8	12	16	20
84	5.9945	5.9986	6.0027	6.0069	6.0110	6.0152	6.0194	6.0237	6.0279	6.0322	4	8	13	17	21

Tablo I'in devamı

%	0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1	2	3	4	5
85	6.0364	6.0407	6.0450	6.0494	6.0537	6.0581	6.0625	6.0669	6.0714	6.0758	4	9	13	18	22
86	6.0803	6.0848	6.0893	6.0939	6.0985	6.1031	6.1077	6.1123	6.1170	6.1217	5	9	14	18	23
87	6.1264	6.1311	6.1359	6.1407	6.1455	6.1503	6.1552	6.1601	6.1650	6.1700	5	10	15	19	24
88	6.1750	6.1800	6.1850	6.1901	6.1952	6.2004	6.2055	6.2107	6.2160	6.2212	5	10	15	21	26
89	6.2265	6.2319	6.2372	6.2426	6.2481	6.2536	6.2591	6.2646	6.2702	6.2759	5	11	16	22	27
90	6.2816	6.2873	6.2930	6.2988	6.3047	6.3106	6.3165	6.3225	6.3285	6.3346	6	12	18	24	29
91	6.3408	6.3469	6.3532	6.3595	6.3658	6.3722	6.3787	6.3852	6.3917	6.3984	6	13	19	26	32
92	6.4051	6.4118	6.4187	6.4255	6.4325	6.4395	6.4466	6.4538	6.4611	6.4684	7	14	21	28	35
93	6.4758	6.4833	6.4909	6.4985	6.5063	6.5141	6.5220	6.5301	6.5382	6.5464	8	16	24	31	39
94	6.5548	6.5632	6.5718	6.5805	6.5893	6.5982	6.6072	6.6164	6.6258	6.6352	9	18	27	36	45
95	6.6449	6.6546	6.6646	6.6747	6.6849	6.6954	6.7060	6.7169	6.7279	6.7392					
	97	100	101	102	105	106	109	110	113	115					
96	6.7507	6.7624	6.7744	6.7866	6.7991	6.8119	6.8250	6.8384	6.8522	6.8663					
	117	120	122	125	128	131	134	138	141	145					
97	6.8808	6.8957	6.9110	6.9268	6.9431	6.9600	6.9774	6.9954	7.0141	7.0335					
	149	153	158	163	169	174	180	187	194	202					

%	0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1	2	3	4	5
98.0	7.0537	7.0558	7.0579	7.0600	7.0621	7.0642	7.0663	7.0684	7.0706	7.0727	2	4	6	8	11
98.1	7.0749	7.0770	7.0792	7.0814	7.0836	7.0858	7.0880	7.0902	7.0924	7.0947	2	4	7	9	11
98.2	7.0969	7.0992	7.1015	7.1038	7.1061	7.1084	7.1107	7.1130	7.1154	7.1177	2	5	7	9	12
98.3	7.1201	7.1224	7.1248	7.1272	7.1297	7.1321	7.1345	7.1370	7.1394	7.1419	2	5	7	10	12
98.4	7.1444	7.1469	7.1494	7.1520	7.1545	7.1571	7.1596	7.1622	7.1648	7.1675	3	5	8	10	13
98.5	7.1701	7.1727	7.1754	7.1781	7.1803	7.1835	7.1862	7.1890	7.1917	7.1945	3	5	8	11	14
98.6	7.1973	7.2001	7.2029	7.2058	7.2086	7.2115	7.2144	7.2173	7.2203	7.2232	3	6	9	12	14
98.7	7.2262	7.2292	7.2322	7.2353	7.2383	7.2414	7.2445	7.2476	7.2508	7.2539	3	6	9	12	15
98.8	7.2571	7.2603	7.2636	7.2668	7.2701	7.2734	7.2768	7.2801	7.2835	7.2869	3	7	10	13	17
98.9	7.2904	7.2938	7.2973	7.3009	7.3044	7.3080	7.3116	7.3152	7.3189	7.3226	4	7	11	14	18
99.0	7.3263	7.3301	7.3339	7.3378	7.3416	7.3455	7.3495	7.3535	7.3575	7.3615	4	8	12	16	20
99.1	7.3656	7.3698	7.3739	7.3781	7.3824	7.3867	7.3911	7.3954	7.3999	7.4044	4	9	13	17	22
99.2	7.4089	7.4135	7.4181	7.4228	7.4276	7.4324	7.4372	7.4422	7.4471	7.4522	5	10	14	19	24
99.3	7.4573	7.4624	7.4677	7.4730	7.4783	7.4838	7.4893	7.4949	7.5006	7.5063	5	11	16	22	27
99.4	7.5121	7.5181	7.5241	7.5302	7.5364	7.5427	7.5491	7.5556	7.5622	7.5690	6	13	19	25	32
99.5	7.5758	7.5828	7.5899	7.5972	7.6045	7.6121	7.6197	7.6276	7.6356	7.6437					
99.6	7.6521	7.6606	7.6693	7.6783	7.6874	7.6968	7.7065	7.7164	7.7266	7.7370					
99.7	7.7478	7.7589	7.7703	7.7822	7.7944	7.8070	7.8202	7.8338	7.8480	7.8627					
99.8	7.8782	7.8943	7.9112	7.9290	7.9478	7.9677	7.9889	8.0115	8.0357	8.0618					
99.9	8.0902	8.1214	8.1559	8.1947	8.2389	8.2905	8.3528	8.4316	8.5401	8.7190					

**Tablo II : Ağırlıklandırma Katsayısı ( $w$ ) ve  $x' = Q/Z$** 

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1.1	5034	0.00082	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.2	3425	0.00118	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.3	2354	0.00167	0.00002	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.4	1634	0.00235	0.00004	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.5	1146	0.00327	0.00007	0.00004	0.00002	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
1.6	811.2	0.00451	0.00015	0.00007	0.00005	0.00004	0.00003	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00001
1.7	580.2	0.00614	0.00028	0.00014	0.00009	0.00007	0.00006	0.00005	0.00004	0.00003	0.00003	0.00003
1.8	419.1	0.00828	0.00053	0.00027	0.00018	0.00013	0.00011	0.00009	0.00007	0.00006	0.00006	0.00005
1.9	305.8	0.01104	0.00097	0.00050	0.00034	0.00025	0.00020	0.00016	0.00014	0.00012	0.00011	0.00010
2.0	225.3	0.01457	0.00172	0.00090	0.00061	0.00046	0.00036	0.00030	0.00026	0.00022	0.00020	0.00017
2.1	167.69	0.01903	0.00297	0.00159	0.00108	0.00082	0.00065	0.00054	0.00046	0.00040	0.00035	0.00031
2.2	126.02	0.02459	0.00496	0.00274	0.00188	0.00142	0.00114	0.00095	0.00081	0.00070	0.00062	0.00055
2.3	95.63	0.03143	0.00803	0.00456	0.00317	0.00241	0.00194	0.00162	0.00138	0.00121	0.00106	0.00095
2.4	73.28	0.03977	0.01256	0.00739	0.00521	0.00400	0.00324	0.00271	0.00232	0.00202	0.00179	0.00160
2.5	56.70	0.04979	0.01896	0.01162	0.00833	0.00646	0.00525	0.00441	0.00379	0.00332	0.00294	0.00264
2.6	44.288	0.06169	0.02764	0.01768	0.01292	0.01014	0.00831	0.00702	0.00606	0.00531	0.00472	0.00424
2.7	34.923	0.07563	0.03895	0.02605	0.01947	0.01548	0.01280	0.01088	0.00943	0.00830	0.00740	0.00666
2.8	27.797	0.09179	0.05316	0.03719	0.02847	0.02296	0.01918	0.01642	0.01431	0.01265	0.01131	0.01021
2.9	22.330	0.11026	0.07043	0.05147	0.04037	0.03309	0.02794	0.02411	0.02115	0.01879	0.01687	0.01527
3.0	18.101	0.13112	0.09080	0.06912	0.05557	0.04631	0.03957	0.03445	0.03043	0.02719	0.02452	0.02228
3.1	14.802	0.15436	0.11419	0.09023	0.07432	0.06298	0.05449	0.04790	0.04263	0.03832	0.03473	0.03170
3.2	12.211	0.17994	0.14045	0.11476	0.09670	0.08332	0.07300	0.06481	0.05814	0.05261	0.04795	0.04397
3.3	10.159	0.20774	0.16935	0.14249	0.12263	0.10736	0.09525	0.08541	0.07726	0.07039	0.06453	0.05947
3.4	8.521	0.23753	0.20056	0.17307	0.15183	0.13493	0.12116	0.10972	0.10007	0.09182	0.08469	0.07845
3.5	7.205	0.26907	0.23373	0.20611	0.18392	0.16572	0.15050	0.13760	0.12652	0.11691	0.10848	0.10103
3.6	6.1394	0.30199	0.26842	0.24107	0.21836	0.19921	0.18283	0.16867	0.15631	0.14541	0.13575	0.12711
3.7	5.2705	0.33589	0.30415	0.27741	0.25456	0.23482	0.21759	0.20242	0.18896	0.17694	0.16614	0.15638
3.8	4.5571	0.37031	0.34043	0.31453	0.29186	0.27187	0.25409	0.23819	0.22387	0.21092	0.19915	0.18840
3.9	3.9676	0.40474	0.37669	0.35182	0.32960	0.30964	0.29161	0.27524	0.26032	0.24665	0.23409	0.22251
4.0	3.4770	0.43863	0.41238	0.38864	0.36708	0.34740	0.32937	0.31279	0.29750	0.28334	0.27020	0.25797
4.1	3.0665	0.47144	0.44691	0.42439	0.40362	0.38442	0.36661	0.35005	0.33461	0.32018	0.30666	0.29398
4.2	2.7206	0.50260	0.47973	0.45844	0.43858	0.42000	0.40259	0.38623	0.37085	0.35634	0.34265	0.32969
4.3	2.4276	0.53159	0.51029	0.49024	0.47134	0.45350	0.43662	0.42063	0.40546	0.39105	0.37735	0.36430
4.4	2.1780	0.55788	0.53806	0.51924	0.50134	0.48430	0.46806	0.45255	0.43774	0.42358	0.41002	0.39703
4.5	1.9640	0.58099	0.56257	0.54494	0.52806	0.51187	0.49633	0.48140	0.46705	0.45325	0.43996	0.42716
4.6	1.7797	0.60052	0.58342	0.56694	0.55106	0.53574	0.52095	0.50667	0.49286	0.47951	0.46660	0.45410
4.7	1.6202	0.61609	0.60022	0.58485	0.56996	0.55551	0.54150	0.52790	0.51470	0.50187	0.48941	0.47729
4.8	1.4814	0.62741	0.61270	0.59839	0.58445	0.57088	0.55765	0.54476	0.53220	0.51995	0.50800	0.49634
4.9	1.3599	0.63431	0.62069	0.60737	0.59436	0.58164	0.56921	0.55704	0.54514	0.53350	0.52210	0.51094
5.0	1,2533	0.63662	0.62401	0.61165	0.59954	0.58765	0.57599	0.56455	0.55332	0.54231	0.53149	0.52087



Tablo II'nin devamı

Y	$Q/Z$	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5.1	1.1593	0.63431	0.62266	0.61120	0.59994	0.58886	0.57796	0.56724	0.55669	0.54631	0.53609	0.52604
5.2	1.0759	0.62742	0.61667	0.60607	0.59562	0.58532	0.57516	0.56515	0.55527	0.54553	0.53592	0.52644
5.3	1.0018	0.61609	0.60618	0.59639	0.58672	0.57717	0.56773	0.55841	0.54919	0.54009	0.53109	0.52219
5.4	0.9357	0.60052	0.59141	0.58239	0.57346	0.56463	0.55588	0.54723	0.53866	0.53018	0.52178	0.51347
5.5	0.8764	0.58099	0.57262	0.56433	0.55612	0.54797	0.53990	0.53189	0.52395	0.51609	0.50829	0.50056
5.6	0.8230	0.55788	0.55022	0.54262	0.53508	0.52759	0.52016	0.51278	0.50546	0.49819	0.49097	0.48381
5.7	0.7749	0.53159	0.52460	0.51765	0.51075	0.50389	0.49708	0.49030	0.48357	0.47689	0.47024	0.46363
5.8	0.7313	0.50260	0.49624	0.48991	0.48362	0.47736	0.47114	0.46495	0.45879	0.45266	0.44656	0.44050
5.9	0.6917	0.47144	0.46568	0.45994	0.45422	0.44854	0.44287	0.43724	0.43162	0.42604	0.42047	0.41494
6.0	0.6557	0.43863	0.43343	0.42824	0.42308	0.41793	0.41281	0.40770	0.40261	0.39754	0.39249	0.38746
6.1	0.6227	0.40474	0.40006	0.39540	0.39076	0.38613	0.38151	0.37691	0.37232	0.36774	0.36318	0.35864
6.2	0.5926	0.37031	0.36613	0.36196	0.35780	0.35366	0.34952	0.34540	0.34128	0.33718	0.33308	0.32900
6.3	0.5649	0.33589	0.33218	0.32847	0.32477	0.32108	0.31739	0.31372	0.31005	0.30639	0.30274	0.29910
6.4	0.5394	0.30199	0.29871	0.29543	0.29216	0.28890	0.28564	0.28238	0.27913	0.27589	0.27266	0.26942
6.5	0.5158	0.26907	0.26619	0.26331	0.26044	0.25757	0.25470	0.25184	0.24899	0.24613	0.24329	0.24044
6.6	0.4940	0.23753	0.23502	0.23251	0.23000	0.22750	0.22500	0.22250	0.22001	0.21752	0.21503	0.21254
6.7	0.4739	0.20774	0.20557	0.20340	0.20123	0.19906	0.19689	0.19473	0.19257	0.19041	0.18825	0.18610
6.8	0.4551	0.17994	0.17807	0.17621	0.17435	0.17249	0.17063	0.16877	0.16691	0.16505	0.16320	0.16134
6.9	0.4376	0.15436	0.15277	0.15118	0.14960	0.14801	0.14643	0.14484	0.14326	0.14168	0.14009	0.13851
7.0	0.4214	0.13111	0.12977	0.12843	0.12709	0.12575	0.12441	0.12307	0.12173	0.12040	0.11906	0.11772
7.1	0.4062	0.11026	0.10914	0.10802	0.10689	0.10577	0.10465	0.10353	0.10241	0.10129	0.10017	0.09905
7.2	0.3919	0.09179	0.09086	0.08993	0.08900	0.08807	0.08714	0.08621	0.08528	0.08435	0.08342	0.08249
7.3	0.3786	0.07564	0.07488	0.07411	0.07335	0.07258	0.07182	0.07106	0.07029	0.06953	0.06877	0.06800
7.4	0.3661	0.06168	0.06106	0.06044	0.05981	0.05919	0.05857	0.05795	0.05733	0.05671	0.05609	0.05547
7.5	0.3543	0.04979	0.04929	0.04879	0.04829	0.04779	0.04729	0.04679	0.04628	0.04578	0.04528	0.04478
7.6	0.3432	0.03977	0.03937	0.03897	0.03857	0.03817	0.03777	0.03737	0.03697	0.03657	0.03618	0.03578
7.7	0.3327	0.03143	0.03111	0.03080	0.03048	0.03017	0.02985	0.02954	0.02922	0.02891	0.02859	0.02828
7.8	0.3228	0.02458	0.02433	0.02409	0.02384	0.02359	0.02335	0.02310	0.02286	0.02261	0.02236	0.02212
7.9	0.3134	0.01903	0.01884	0.01865	0.01846	0.01827	0.01808	0.01789	0.01770	0.01750	0.01731	0.01712
8.0	0.3046	0.01457	0.01442	0.01428	0.01413	0.01399	0.01384	0.01369	0.01355	0.01340	0.01326	0.01311
8.1	0.2962	0.01104	0.01093	0.01082	0.01071	0.01060	0.01049	0.01038	0.01027	0.01016	0.01005	0.00994
8.2	0.2882	0.00828	0.00820	0.00811	0.00803	0.00795	0.00787	0.00778	0.00770	0.00762	0.00753	0.00745
8.3	0.2806	0.00614	0.00608	0.00602	0.00596	0.00589	0.00583	0.00577	0.00571	0.00565	0.00559	0.00553
8.4	0.2734	0.00451	0.00446	0.00442	0.00437	0.00433	0.00428	0.00424	0.00419	0.00415	0.00410	0.00406
8.5	0.2666	0.00327	0.00324	0.00320	0.00317	0.00314	0.00311	0.00307	0.00304	0.00301	0.00298	0.00294
8.6	0.2600	0.00235	0.00233	0.00230	0.00228	0.00226	0.00223	0.00221	0.00219	0.00216	0.00214	0.00211
8.7	0.2538	0.00167	0.00165	0.00164	0.00162	0.00160	0.00159	0.00157	0.00155	0.00154	0.00152	0.00150
8.8	0.2478	0.00118	0.00117	0.00116	0.00114	0.00113	0.00112	0.00111	0.00110	0.00109	0.00107	0.00106
8.9	0.2421	0.00082	0.00081	0.00080	0.00080	0.00079	0.00078	0.00077	0.00076	0.00075	0.00075	0.00074
9.0	0.2367	0.00056	0.00056	0.00055	0.00055	0.00054	0.00054	0.00053	0.00053	0.00052	0.00051	0.00051

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1.1	5034	0.00082	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.2	3425	0.00118	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.3	2354	0.00167	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.4	1634	0.00235	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.5	1146	0.00327	0.00001	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.6	811.2	0.00451	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
1.7	580.2	0.00614	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
1.8	419.1	0.00828	0.00005	0.00004	0.00004	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00002	0.00002
1.9	305.8	0.01104	0.00009	0.00008	0.00007	0.00007	0.00006	0.00006	0.00005	0.00005	0.00005	0.00004
2.0	225.3	0.01457	0.00016	0.00014	0.00013	0.00012	0.00011	0.00010	0.00010	0.00009	0.00008	0.00008
2.1	167.69	0.01903	0.00028	0.00026	0.00023	0.00022	0.00020	0.00018	0.00017	0.00016	0.00015	0.00014
2.2	126.02	0.02459	0.00050	0.00045	0.00041	0.00038	0.00035	0.00033	0.00030	0.00028	0.00026	0.00025
2.3	95.63	0.03143	0.00086	0.00078	0.00071	0.00066	0.00061	0.00056	0.00052	0.00049	0.00046	0.00043
2.4	73.28	0.03977	0.00145	0.00131	0.00120	0.00111	0.00102	0.00095	0.00088	0.00083	0.00077	0.00073
2.5	56.70	0.04979	0.00238	0.00217	0.00199	0.00183	0.00169	0.00157	0.00147	0.00137	0.00128	0.00121
2.6	44.288	0.06169	0.00384	0.00350	0.00321	0.00296	0.00274	0.00255	0.00237	0.00222	0.00208	0.00196
2.7	34.923	0.07563	0.00604	0.00551	0.00506	0.00467	0.00433	0.00403	0.00376	0.00352	0.00331	0.00311
2.8	27.797	0.09179	0.00928	0.00849	0.00781	0.00722	0.00670	0.00624	0.00583	0.00547	0.00514	0.00484
2.9	22.330	0.11026	0.01392	0.01277	0.01177	0.01090	0.01014	0.00945	0.00885	0.00830	0.00780	0.00735
3.0	18.101	0.13112	0.02038	0.01875	0.01733	0.01608	0.01497	0.01399	0.01311	0.01231	0.01159	0.01094
3.1	14.802	0.15436	0.02910	0.02685	0.02488	0.02315	0.02160	0.02022	0.01898	0.01786	0.01684	0.01590
3.2	12.211	0.17994	0.04053	0.03752	0.03488	0.03253	0.03044	0.02856	0.02685	0.02531	0.02390	0.02261
3.3	10.159	0.20774	0.05505	0.05117	0.04772	0.04465	0.04188	0.03939	0.03712	0.03506	0.03317	0.03143
3.4	8.521	0.23753	0.07296	0.06809	0.06373	0.05982	0.05628	0.05307	0.05014	0.04745	0.04498	0.04270
3.5	7.205	0.26907	0.09441	0.08848	0.08313	0.07829	0.07389	0.06987	0.06618	0.06278	0.05965	0.05674
3.6	6.1394	0.30199	0.11934	0.11232	0.10595	0.10014	0.09481	0.08991	0.08540	0.08122	0.07734	0.07373
3.7	5.2705	0.33589	0.14753	0.13945	0.13205	0.12525	0.11898	0.11318	0.10780	0.10279	0.09812	0.09375
3.8	4.5571	0.37031	0.17854	0.16947	0.16111	0.15336	0.14616	0.13946	0.13321	0.12736	0.12187	0.11672
3.9	3.9676	0.40474	0.21179	0.20185	0.19261	0.18398	0.17592	0.16836	0.16127	0.15460	0.14831	0.14238
4.0	3.4770	0.43863	0.24656	0.23589	0.22589	0.21650	0.20766	0.19933	0.19146	0.18402	0.17698	0.17030
4.1	3.0665	0.47144	0.28205	0.27081	0.26020	0.25017	0.24068	0.23168	0.22314	0.21501	0.20728	0.19991
4.2	2.7206	0.50260	0.31742	0.30578	0.29473	0.28421	0.27420	0.26466	0.25555	0.24684	0.23852	0.23055
4.3	2.4276	0.53159	0.35186	0.33998	0.32864	0.31778	0.30740	0.29744	0.28789	0.27872	0.26992	0.26145
4.4	2.1780	0.55788	0.38457	0.37261	0.36112	0.35008	0.33945	0.32922	0.31937	0.30986	0.30069	0.29184
4.5	1.9640	0.58099	0.41482	0.40292	0.39142	0.38032	0.36960	0.35922	0.34919	0.33947	0.33006	0.32094
4.6	1.7797	0.60052	0.44199	0.43025	0.41888	0.40784	0.39713	0.38674	0.37664	0.36683	0.35730	0.34802
4.7	1.6202	0.61609	0.46551	0.45405	0.44289	0.43202	0.42144	0.41113	0.40109	0.39129	0.38174	0.37242
4.8	1.4814	0.62741	0.48495	0.47384	0.46298	0.45238	0.44202	0.43189	0.42198	0.41230	0.40283	0.39356
4.9	1.3599	0.63431	0.50001	0.48931	0.47883	0.46855	0.45849	0.44362	0.43894	0.42945	0.42014	0.41101
5.0	1,2533	0.63662	0.51044	0.50020	0.49014	0.48026	0.47055	0.46100	0.45162	0.44240	0.43333	0.42441

Tablo II'nin devamı

Y	$Q/Z$	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
5.1	1.1593	0.63431	0.51614	0.50639	0.49680	0.48735	0.47804	0.46887	0.45984	0.45094	0.44218	0.43354
5.2	1.0759	0.62742	0.51709	0.50786	0.49876	0.48978	0.48091	0.47216	0.46352	0.45500	0.44658	0.43827
5.3	1.0018	0.61609	0.51340	0.50471	0.49612	0.48762	0.47923	0.47092	0.46271	0.45460	0.44657	0.43863
5.4	0.9357	0.60052	0.50524	0.49710	0.48903	0.48104	0.47313	0.46530	0.45754	0.44986	0.44225	0.43471
5.5	0.8764	0.58099	0.49289	0.48529	0.47775	0.47027	0.46286	0.45551	0.44822	0.44099	0.43382	0.42671
5.6	0.8230	0.55788	0.47670	0.46964	0.46263	0.45567	0.44876	0.44190	0.43509	0.42833	0.42161	0.41494
5.7	0.7749	0.53159	0.45707	0.45054	0.44406	0.43761	0.43121	0.42484	0.41851	0.41222	0.40597	0.39975
5.8	0.7313	0.5026	0.43447	0.42847	0.42250	0.41656	0.41065	0.40477	0.39893	0.39311	0.38732	0.38157
5.9	0.6917	0.47144	0.40942	0.40393	0.39847	0.39303	0.38761	0.38221	0.37684	0.37150	0.36617	0.36087
6.0	0.6557	0.43863	0.38245	0.37745	0.37248	0.36752	0.36258	0.35766	0.35275	0.34787	0.34300	0.33815
6.1	0.6227	0.40474	0.35410	0.34959	0.34508	0.34059	0.33612	0.33165	0.32720	0.32277	0.31835	0.31394
6.2	0.5926	0.37031	0.32493	0.32087	0.31681	0.31277	0.30874	0.30472	0.30071	0.29671	0.29272	0.28874
6.3	0.5649	0.33589	0.29546	0.29183	0.28821	0.28460	0.28099	0.27739	0.27380	0.27022	0.26664	0.26307
6.4	0.5394	0.30199	0.26620	0.26298	0.25976	0.25656	0.25335	0.25016	0.24696	0.24378	0.24060	0.23742
6.5	0.5158	0.26907	0.23760	0.23476	0.23193	0.22910	0.22628	0.22346	0.22064	0.21783	0.21502	0.21222
6.6	0.4940	0.23753	0.21006	0.20758	0.20511	0.20263	0.20016	0.19769	0.19523	0.19276	0.19030	0.18785
6.7	0.4739	0.20774	0.18394	0.18179	0.17964	0.17750	0.17535	0.17321	0.17107	0.16893	0.16679	0.16466
6.8	0.4551	0.17994	0.15949	0.15764	0.15579	0.15395	0.15210	0.15025	0.14841	0.14657	0.14473	0.14289
6.9	0.4376	0.15436	0.13694	0.13536	0.13378	0.13220	0.13063	0.12905	0.12748	0.12591	0.12433	0.12276
7.0	0.4214	0.13111	0.11639	0.11506	0.11372	0.11239	0.11106	0.10972	0.10839	0.10706	0.10573	0.10440
7.1	0.4062	0.11026	0.09794	0.09682	0.09570	0.09458	0.09347	0.09235	0.09123	0.09012	0.08900	0.08789
7.2	0.3919	0.09179	0.08157	0.08064	0.07971	0.07878	0.07786	0.07693	0.07600	0.07508	0.07415	0.07323
7.3	0.3786	0.07564	0.06724	0.06648	0.06571	0.06495	0.06419	0.06343	0.06267	0.06190	0.06114	0.06038
7.4	0.3661	0.06168	0.05485	0.05422	0.05360	0.05298	0.05236	0.05174	0.05112	0.05050	0.04988	0.04926
7.5	0.3543	0.04979	0.04428	0.04378	0.04328	0.04278	0.04228	0.04178	0.04128	0.04078	0.04028	0.03978
7.6	0.3432	0.03977	0.03538	0.03498	0.03458	0.03418	0.03378	0.03338	0.03298	0.03258	0.03219	0.03179
7.7	0.3327	0.03143	0.02796	0.02765	0.02733	0.02702	0.02670	0.02639	0.02607	0.02576	0.02544	0.02513
7.8	0.3228	0.02458	0.02187	0.02162	0.02138	0.02113	0.02088	0.02064	0.02039	0.02015	0.01990	0.01965
7.9	0.3134	0.01903	0.01693	0.01674	0.01655	0.01636	0.01617	0.01598	0.01579	0.01560	0.01541	0.01522
8.0	0.3046	0.01457	0.01297	0.01282	0.01267	0.01253	0.01238	0.01224	0.01209	0.01194	0.01180	0.01165
8.1	0.2962	0.01104	0.00982	0.00971	0.00960	0.00949	0.00938	0.00927	0.00916	0.00905	0.00894	0.00883
8.2	0.2882	0.00828	0.00737	0.00729	0.00720	0.00712	0.00704	0.00695	0.00687	0.00679	0.00671	0.00662
8.3	0.2806	0.00614	0.00546	0.00540	0.00534	0.00528	0.00522	0.00516	0.00510	0.00503	0.00497	0.00491
8.4	0.2734	0.00451	0.00401	0.00397	0.00392	0.00388	0.00383	0.00379	0.00374	0.00370	0.00365	0.00361
8.5	0.2666	0.00327	0.00291	0.00288	0.00284	0.00281	0.00278	0.00275	0.00271	0.00268	0.00265	0.00262
8.6	0.2600	0.00235	0.00209	0.00207	0.00204	0.00202	0.00200	0.00197	0.00195	0.00193	0.00190	0.00188
8.7	0.2538	0.00167	0.00149	0.00147	0.00145	0.00144	0.00142	0.00140	0.00139	0.00137	0.00135	0.00134
8.8	0.2478	0.00118	0.00105	0.00104	0.00103	0.00101	0.00100	0.00099	0.00098	0.00097	0.00096	0.00094
8.9	0.2421	0.00082	0.00073	0.00072	0.00071	0.00071	0.00070	0.00069	0.00068	0.00067	0.00066	0.00066
9.0	0.2367	0.00056	0.00050	0.00050	0.00049	0.00049	0.00048	0.00047	0.00047	0.00046	0.00046	0.00045

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
1.1	5034	0.00082	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.2	3425	0.00118	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.3	2354	0.00167	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.4	1634	0.00235	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.5	1146	0.00327	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.6	811.2	0.00451	0.00001	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.7	580.2	0.00614	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
1.8	419.1	0.00828	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001
1.9	305.8	0.01104	0.00004	0.00004	0.00004	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00002
2.0	225.3	0.01457	0.00007	0.00007	0.00007	0.00006	0.00006	0.00006	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005
2.1	167.69	0.01903	0.00013	0.00013	0.00012	0.00011	0.00011	0.00010	0.00010	0.00009	0.00009	0.00008
2.2	126.02	0.02459	0.00023	0.00022	0.00021	0.00020	0.00019	0.00018	0.00017	0.00016	0.00015	0.00015
2.3	95.63	0.03143	0.00040	0.00038	0.00036	0.00034	0.00032	0.00031	0.00029	0.00028	0.00026	0.00025
2.4	73.28	0.03977	0.00069	0.00065	0.00061	0.00058	0.00055	0.00052	0.00049	0.00047	0.00045	0.00043
2.5	56.70	0.04979	0.00114	0.00107	0.00101	0.00096	0.00091	0.00086	0.00082	0.00078	0.00075	0.00071
2.6	44.288	0.06169	0.00185	0.00174	0.00165	0.00156	0.00148	0.00141	0.00134	0.00127	0.00121	0.00116
2.7	34.923	0.07563	0.00293	0.00277	0.00262	0.00248	0.00236	0.00224	0.00213	0.00203	0.00193	0.00185
2.8	27.797	0.09179	0.00456	0.00431	0.00408	0.00387	0.00368	0.00349	0.00333	0.00317	0.00302	0.00288
2.9	22.330	0.11026	0.00694	0.00657	0.00622	0.00590	0.00561	0.00533	0.00508	0.00484	0.00462	0.00441
3.0	18.101	0.13112	0.01034	0.00979	0.00928	0.00881	0.00838	0.00797	0.00760	0.00725	0.00692	0.00661
3.1	14.802	0.15436	0.01505	0.01426	0.01354	0.01287	0.01224	0.01166	0.01112	0.01061	0.01014	0.00969
3.2	12.211	0.17994	0.02143	0.02033	0.01932	0.01838	0.01751	0.01669	0.01593	0.01522	0.01455	0.01392
3.3	10.159	0.20774	0.02983	0.02834	0.02697	0.02569	0.02450	0.02338	0.02234	0.02136	0.02044	0.01957
3.4	8.521	0.23753	0.04060	0.03864	0.03682	0.03512	0.03353	0.03205	0.03065	0.02934	0.02810	0.02693
3.5	7.205	0.26907	0.05404	0.05153	0.04918	0.04698	0.04492	0.04299	0.04117	0.03945	0.03782	0.03629
3.6	6.1394	0.30199	0.07037	0.06722	0.06427	0.06150	0.05889	0.05644	0.05412	0.05193	0.04985	0.04788
3.7	5.2705	0.33589	0.08966	0.08582	0.08221	0.07881	0.07559	0.07255	0.06967	0.06694	0.06435	0.06189
3.8	4.5571	0.37031	0.11187	0.10730	0.10298	0.09890	0.09503	0.09136	0.08787	0.08455	0.08139	0.07838
3.9	3.9676	0.40474	0.13677	0.13145	0.12642	0.12163	0.11708	0.11275	0.10862	0.10468	0.10092	0.09732
4.0	3.4770	0.43863	0.16395	0.15791	0.15216	0.14668	0.14145	0.13645	0.13167	0.12710	0.12272	0.11851
4.1	3.0665	0.47144	0.19288	0.18616	0.17974	0.17360	0.16771	0.16207	0.15665	0.15145	0.14645	0.14164
4.2	2.7206	0.50260	0.22291	0.21559	0.20856	0.20180	0.19531	0.18906	0.18304	0.17725	0.17166	0.16626
4.3	2.4276	0.53159	0.25330	0.24546	0.23790	0.23061	0.22358	0.21679	0.21023	0.20389	0.19776	0.19182
4.4	2.1780	0.55788	0.28329	0.27503	0.26704	0.25930	0.25181	0.24456	0.23753	0.23072	0.22411	0.21769
4.5	1.9640	0.58099	0.31210	0.30352	0.29520	0.28712	0.27927	0.27165	0.26424	0.25703	0.25002	0.24319
4.6	1.7797	0.60052	0.33900	0.33022	0.32167	0.31335	0.30524	0.29734	0.28963	0.28212	0.27479	0.26764
4.7	1.6202	0.61609	0.36332	0.35445	0.34578	0.33731	0.32904	0.32096	0.31305	0.30533	0.29777	0.29038
4.8	1.4814	0.62741	0.38449	0.37561	0.36692	0.35841	0.35007	0.34190	0.33389	0.32605	0.31835	0.31081
4.9	1.3599	0.63431	0.40206	0.39327	0.38464	0.37617	0.36785	0.35968	0.35166	0.34378	0.33604	0.32843
5.0	1,2533	0.63662	0.41564	0.40702	0.39853	0.39019	0.38197	0.37389	0.36593	0.35810	0.35039	0.34280

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
5.1	1.1593	0.63431	0.42502	0.41663	0.40836	0.40020	0.39216	0.38423	0.37641	0.36870	0.36110	0.35359
5.2	1.0759	0.62742	0.43006	0.42196	0.41396	0.40605	0.39825	0.39054	0.38292	0.37540	0.36796	0.36062
5.3	1.0018	0.61609	0.43077	0.42301	0.41532	0.40772	0.40020	0.39276	0.38540	0.37812	0.37091	0.36378
5.4	0.9357	0.60052	0.42724	0.41985	0.41252	0.40526	0.39807	0.39095	0.38389	0.37689	0.36996	0.36310
5.5	0.8764	0.58099	0.41966	0.41266	0.40572	0.39884	0.39201	0.38524	0.37852	0.37185	0.36524	0.35868
5.6	0.8230	0.55788	0.40832	0.40175	0.39522	0.38873	0.38229	0.37590	0.36955	0.36324	0.35698	0.35075
5.7	0.7749	0.53159	0.39357	0.38743	0.38133	0.37526	0.36923	0.36323	0.35727	0.35134	0.34545	0.33959
5.8	0.7313	0.50260	0.37584	0.37014	0.36447	0.35883	0.35321	0.34763	0.34207	0.33654	0.33104	0.32557
5.9	0.6917	0.47144	0.35559	0.35034	0.34510	0.33989	0.33470	0.32954	0.32439	0.31927	0.31417	0.30909
6.0	0.6557	0.43863	0.33332	0.32850	0.32370	0.31892	0.31416	0.30941	0.30469	0.29997	0.29528	0.29060
6.1	0.6227	0.40474	0.30954	0.30516	0.30079	0.29644	0.29209	0.28776	0.28345	0.27914	0.27485	0.27058
6.2	0.5926	0.37031	0.28477	0.28081	0.27686	0.27292	0.26899	0.26507	0.26116	0.25726	0.25337	0.24948
6.3	0.5649	0.33589	0.25951	0.25596	0.25241	0.24887	0.24534	0.24182	0.23830	0.23479	0.23129	0.22780
6.4	0.5394	0.30199	0.23425	0.23109	0.22793	0.22477	0.22162	0.21848	0.21534	0.21221	0.20909	0.20596
6.5	0.5158	0.26907	0.20942	0.20662	0.20383	0.20104	0.19825	0.19547	0.19270	0.18992	0.18715	0.18439
6.6	0.4940	0.23753	0.18539	0.18294	0.18049	0.17805	0.17560	0.17316	0.17072	0.16829	0.16586	0.16343
6.7	0.4739	0.20774	0.16252	0.16039	0.15826	0.15613	0.15401	0.15189	0.14976	0.14764	0.14553	0.14341
6.8	0.4551	0.17994	0.14105	0.13921	0.13738	0.13554	0.13371	0.13188	0.13005	0.12822	0.12639	0.12457
6.9	0.4376	0.15436	0.12119	0.11962	0.11805	0.11649	0.11492	0.11336	0.11179	0.11023	0.10866	0.10710
7.0	0.4214	0.13111	0.10307	0.10174	0.10042	0.09909	0.09776	0.09644	0.09511	0.09379	0.09246	0.09114
7.1	0.4062	0.11026	0.08677	0.08566	0.08455	0.08343	0.08232	0.08121	0.08010	0.07898	0.07787	0.07676
7.2	0.3919	0.09179	0.07230	0.07137	0.07045	0.06953	0.06860	0.06768	0.06675	0.06583	0.06491	0.06398
7.3	0.3786	0.07564	0.05962	0.05886	0.05810	0.05734	0.05658	0.05582	0.05506	0.05430	0.05354	0.05278
7.4	0.3661	0.06168	0.04864	0.04802	0.04740	0.04678	0.04616	0.04555	0.04493	0.04431	0.04369	0.04307
7.5	0.3543	0.04979	0.03928	0.03878	0.03828	0.03778	0.03728	0.03678	0.03629	0.03579	0.03529	0.03479
7.6	0.3432	0.03977	0.03139	0.03099	0.03059	0.03019	0.02979	0.02939	0.02900	0.02860	0.02820	0.02780
7.7	0.3327	0.03143	0.02481	0.02450	0.02418	0.02387	0.02355	0.02324	0.02292	0.02261	0.02229	0.02198
7.8	0.3228	0.02458	0.01941	0.01916	0.01892	0.01867	0.01842	0.01818	0.01793	0.01768	0.01744	0.01719
7.9	0.3134	0.01903	0.01503	0.01484	0.01465	0.01446	0.01427	0.01408	0.01388	0.01369	0.01350	0.01331
8.0	0.3046	0.01457	0.01151	0.01136	0.01122	0.01107	0.01092	0.01078	0.01063	0.01049	0.01034	0.01019
8.1	0.2962	0.01104	0.00872	0.00861	0.00850	0.00839	0.00828	0.00817	0.00806	0.00795	0.00784	0.00773
8.2	0.2882	0.00828	0.00654	0.00646	0.00637	0.00629	0.00621	0.00613	0.00604	0.00596	0.00588	0.00579
8.3	0.2806	0.00614	0.00485	0.00479	0.00473	0.00467	0.00460	0.00454	0.00448	0.00442	0.00436	0.00430
8.4	0.2734	0.00451	0.00356	0.00352	0.00347	0.00343	0.00338	0.00334	0.00329	0.00325	0.00320	0.00316
8.5	0.2666	0.00327	0.00258	0.00255	0.00252	0.00249	0.00245	0.00242	0.00239	0.00235	0.00232	0.00229
8.6	0.2600	0.00235	0.00186	0.00183	0.00181	0.00179	0.00176	0.00174	0.00172	0.00169	0.00167	0.00164
8.7	0.2538	0.00167	0.00132	0.00130	0.00129	0.00127	0.00125	0.00124	0.00122	0.00120	0.00119	0.00117
8.8	0.2478	0.00118	0.00093	0.00092	0.00091	0.00090	0.00088	0.00087	0.00086	0.00085	0.00084	0.00083
8.9	0.2421	0.00082	0.00065	0.00064	0.00063	0.00062	0.00061	0.00061	0.00060	0.00059	0.00058	0.00057
9.0	0.2367	0.00056	0.00045	0.00044	0.00044	0.00043	0.00042	0.00042	0.00041	0.00041	0.00040	0.00040

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
1.1	5034	0.00082	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.2	3425	0.00118	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.3	2354	0.00167	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.4	1634	0.00235	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.5	1146	0.00327	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.6	811.2	0.00451	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.7	580.2	0.00614	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
1.8	419.1	0.00828	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
1.9	305.8	0.01104	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002
2.0	225.3	0.01457	0.00004	0.00004	0.00004	0.00004	0.00004	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003
2.1	167.69	0.01903	0.00008	0.00008	0.00007	0.00007	0.00007	0.00006	0.00006	0.00006	0.00006	0.00005
2.2	126.02	0.02459	0.00014	0.00013	0.00013	0.00012	0.00012	0.00011	0.00011	0.00010	0.00010	0.00009
2.3	95.63	0.03143	0.00024	0.00023	0.00022	0.00021	0.00020	0.00019	0.00018	0.00018	0.00017	0.00016
2.4	73.28	0.03977	0.00041	0.00039	0.00037	0.00036	0.00034	0.00033	0.00031	0.00030	0.00029	0.00028
2.5	56.70	0.04979	0.00068	0.00065	0.00062	0.00059	0.00057	0.00054	0.00052	0.00050	0.00048	0.00046
2.6	44.288	0.06169	0.00111	0.00106	0.00101	0.00097	0.00093	0.00089	0.00085	0.00081	0.00078	0.00075
2.7	34.923	0.07563	0.00176	0.00169	0.00161	0.00154	0.00148	0.00141	0.00136	0.00130	0.00125	0.00120
2.8	27.797	0.09179	0.00276	0.00263	0.00252	0.00241	0.00231	0.00221	0.00212	0.00204	0.00195	0.00188
2.9	22.330	0.11026	0.00422	0.00403	0.00386	0.00370	0.00354	0.00339	0.00325	0.00312	0.00300	0.00288
3.0	18.101	0.13112	0.00632	0.00605	0.00579	0.00555	0.00532	0.00510	0.00489	0.00469	0.00451	0.00433
3.1	14.802	0.15436	0.00927	0.00888	0.00850	0.00815	0.00782	0.00750	0.00720	0.00691	0.00664	0.00637
3.2	12.211	0.17994	0.01332	0.01276	0.01223	0.01173	0.01126	0.01080	0.01037	0.00996	0.00957	0.00920
3.3	10.159	0.20774	0.01875	0.01797	0.01724	0.01654	0.01588	0.01525	0.01465	0.01408	0.01354	0.01302
3.4	8.521	0.23753	0.02582	0.02477	0.02378	0.02284	0.02194	0.02109	0.02027	0.01949	0.01875	0.01804
3.5	7.205	0.26907	0.03483	0.03345	0.03214	0.03089	0.02970	0.02856	0.02748	0.02645	0.02546	0.02451
3.6	6.1394	0.30199	0.04601	0.04423	0.04254	0.04093	0.03938	0.03791	0.03651	0.03516	0.03387	0.03263
3.7	5.2705	0.33589	0.05954	0.05730	0.05517	0.05313	0.05118	0.04932	0.04753	0.04581	0.04417	0.04259
3.8	4.5571	0.37031	0.07551	0.07276	0.07013	0.06761	0.06520	0.06289	0.06067	0.05853	0.05648	0.05451
3.9	3.9676	0.40474	0.09387	0.09057	0.08741	0.08437	0.08145	0.07865	0.07595	0.07335	0.07085	0.06844
4.0	3.4770	0.43863	0.11447	0.11060	0.10687	0.10328	0.09983	0.09650	0.09329	0.09020	0.08721	0.08432
4.1	3.0665	0.47144	0.13701	0.13255	0.12825	0.12410	0.12010	0.11623	0.11249	0.10888	0.10538	0.10200
4.2	2.7206	0.50260	0.16106	0.15603	0.15117	0.14646	0.14191	0.13751	0.13324	0.12910	0.12509	0.12120
4.3	2.4276	0.53159	0.18608	0.18051	0.17512	0.16989	0.16481	0.15989	0.15511	0.15046	0.14595	0.14156
4.4	2.1780	0.55788	0.21146	0.20541	0.19953	0.19382	0.18826	0.18285	0.17758	0.17246	0.16747	0.16261
4.5	1.9640	0.58099	0.23655	0.23008	0.22377	0.21763	0.21164	0.20580	0.20010	0.19454	0.18911	0.18382
4.6	1.7797	0.60052	0.26066	0.25385	0.24719	0.24069	0.23433	0.22812	0.22205	0.21612	0.21031	0.20463
4.7	1.6202	0.61609	0.28315	0.27607	0.26915	0.26236	0.25572	0.24921	0.24283	0.23659	0.23046	0.22446
4.8	1.4814	0.62741	0.30342	0.29616	0.28904	0.28206	0.27520	0.26848	0.26187	0.25538	0.24901	0.24276
4.9	1.3599	0.63431	0.32095	0.31360	0.30638	0.29928	0.29229	0.28542	0.27866	0.27201	0.26547	0.25904
5.0	1,2533	0.63662	0.33532	0.32796	0.32070	0.31356	0.30652	0.29959	0.29275	0.28602	0.27938	0.27284

Tablo II'nin devamı

Y	$Q/Z$	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
5.1	1.1593	0.63431	0.34619	0.33889	0.33168	0.32457	0.31756	0.31063	0.30380	0.29705	0.29039	0.28381
5.2	1.0759	0.62742	0.35336	0.34618	0.33909	0.33209	0.32516	0.31831	0.31155	0.30486	0.29824	0.29170
5.3	1.0018	0.61609	0.35672	0.34974	0.34282	0.33598	0.32921	0.32251	0.31587	0.30930	0.30279	0.29635
5.4	0.9357	0.60052	0.35629	0.34955	0.34286	0.33624	0.32967	0.32317	0.31672	0.31033	0.30399	0.29771
5.5	0.8764	0.58099	0.35217	0.34571	0.33930	0.33294	0.32663	0.32037	0.31416	0.30799	0.30187	0.29580
5.6	0.8230	0.55788	0.34457	0.33843	0.33234	0.32628	0.32026	0.31429	0.30835	0.30245	0.29660	0.29078
5.7	0.7749	0.53159	0.33377	0.32798	0.32222	0.31650	0.31081	0.30515	0.29953	0.29393	0.28837	0.28284
5.8	0.7313	0.50260	0.32012	0.31470	0.30930	0.30394	0.29860	0.29328	0.28799	0.28273	0.27749	0.27228
5.9	0.6917	0.47144	0.30403	0.29900	0.29398	0.28899	0.28401	0.27906	0.27413	0.26922	0.26432	0.25945
6.0	0.6557	0.43863	0.28594	0.28129	0.27666	0.27205	0.26746	0.26288	0.25831	0.25377	0.24923	0.24472
6.1	0.6227	0.40474	0.26631	0.26206	0.25782	0.25359	0.24938	0.24518	0.24099	0.23681	0.23265	0.22850
6.2	0.5926	0.37031	0.24561	0.24175	0.23790	0.23406	0.23022	0.22640	0.22259	0.21878	0.21499	0.21120
6.3	0.5649	0.33589	0.22431	0.22083	0.21736	0.21389	0.21043	0.20698	0.20354	0.20010	0.19667	0.19325
6.4	0.5394	0.30199	0.20285	0.19974	0.19663	0.19353	0.19044	0.18735	0.18426	0.18119	0.17811	0.17504
6.5	0.5158	0.26907	0.18163	0.17887	0.17612	0.17337	0.17062	0.16788	0.16514	0.16241	0.15967	0.15695
6.6	0.4940	0.23753	0.16100	0.15858	0.15616	0.15374	0.15132	0.14891	0.14650	0.14409	0.14169	0.13929
6.7	0.4739	0.20774	0.14130	0.13919	0.13708	0.13497	0.13286	0.13076	0.12866	0.12656	0.12446	0.12236
6.8	0.4551	0.17994	0.12274	0.12092	0.11910	0.11727	0.11545	0.11364	0.11182	0.11000	0.10819	0.10638
6.9	0.4376	0.15436	0.10554	0.10398	0.10242	0.10086	0.09931	0.09775	0.09619	0.09464	0.09309	0.09153
7.0	0.4214	0.13111	0.08982	0.08850	0.08717	0.08585	0.08453	0.08321	0.08189	0.08058	0.07926	0.07794
7.1	0.4062	0.11026	0.07565	0.07454	0.07343	0.07232	0.07122	0.07011	0.06900	0.06789	0.06678	0.06568
7.2	0.3919	0.09179	0.06306	0.06214	0.06121	0.06029	0.05937	0.05845	0.05753	0.05661	0.05569	0.05477
7.3	0.3786	0.07564	0.05202	0.05126	0.05050	0.04974	0.04898	0.04822	0.04746	0.04670	0.04595	0.04519
7.4	0.3661	0.06168	0.04245	0.04183	0.04121	0.04059	0.03998	0.03936	0.03874	0.03812	0.03750	0.03689
7.5	0.3543	0.04979	0.03429	0.03379	0.03329	0.03279	0.03229	0.03179	0.03130	0.03080	0.03030	0.02980
7.6	0.3432	0.03977	0.02740	0.02700	0.02660	0.02621	0.02581	0.02541	0.02501	0.02461	0.02422	0.02382
7.7	0.3327	0.03143	0.02166	0.02135	0.02103	0.02072	0.02040	0.02009	0.01978	0.01946	0.01915	0.01883
7.8	0.3228	0.02458	0.01695	0.01670	0.01645	0.01621	0.01596	0.01572	0.01547	0.01522	0.01498	0.01473
7.9	0.3134	0.01903	0.01312	0.01293	0.01274	0.01255	0.01236	0.01217	0.01198	0.01179	0.01160	0.01141
8.0	0.3046	0.01457	0.01005	0.00990	0.00976	0.00961	0.00947	0.00932	0.00917	0.00903	0.00888	0.00874
8.1	0.2962	0.01104	0.00762	0.00750	0.00739	0.00728	0.00717	0.00706	0.00695	0.00684	0.00673	0.00662
8.2	0.2882	0.00828	0.00571	0.00563	0.00555	0.00546	0.00538	0.00530	0.00522	0.00513	0.00505	0.00497
8.3	0.2806	0.00614	0.00424	0.00417	0.00411	0.00405	0.00399	0.00393	0.00387	0.00381	0.00374	0.00368
8.4	0.2734	0.00451	0.00311	0.00307	0.00302	0.00298	0.00293	0.00289	0.00284	0.00280	0.00275	0.00271
8.5	0.2666	0.00327	0.00226	0.00222	0.00219	0.00216	0.00213	0.00209	0.00206	0.00203	0.00199	0.00196
8.6	0.2600	0.00235	0.00162	0.00160	0.00157	0.00155	0.00153	0.00150	0.00148	0.00146	0.00143	0.00141
8.7	0.2538	0.00167	0.00115	0.00114	0.00112	0.00110	0.00109	0.00107	0.00105	0.00104	0.00102	0.00100
8.8	0.2478	0.00118	0.00081	0.00080	0.00079	0.00078	0.00077	0.00076	0.00074	0.00073	0.00072	0.00071
8.9	0.2421	0.00082	0.00057	0.00056	0.00055	0.00054	0.00053	0.00052	0.00052	0.00051	0.00050	0.00049
9.0	0.2367	0.00056	0.00039	0.00038	0.00038	0.00037	0.00037	0.00036	0.00036	0.00035	0.00034	0.00034

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
1.1	5034	0.00082	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.2	3425	0.00118	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.3	2354	0.00167	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.4	1634	0.00235	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.5	1146	0.00327	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.6	811.2	0.00451	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.7	580.2	0.00614	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.8	419.1	0.00828	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
1.9	305.8	0.01104	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
2.0	225.3	0.01457	0.00003	0.00003	0.00003	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002
2.1	167.69	0.01903	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005	0.00004	0.00004	0.00004	0.00004	0.00004	0.00004
2.2	126.02	0.02459	0.00009	0.00009	0.00008	0.00008	0.00008	0.00007	0.00007	0.00007	0.00007	0.00006
2.3	95.63	0.03143	0.00016	0.00015	0.00014	0.00014	0.00013	0.00013	0.00012	0.00012	0.00011	0.00011
2.4	73.28	0.03977	0.00026	0.00025	0.00024	0.00023	0.00023	0.00022	0.00021	0.00020	0.00019	0.00018
2.5	56.70	0.04979	0.00044	0.00042	0.00041	0.00039	0.00038	0.00036	0.00035	0.00033	0.00032	0.00031
2.6	44.288	0.06169	0.00072	0.00069	0.00066	0.00064	0.00061	0.00059	0.00057	0.00054	0.00052	0.00050
2.7	34.923	0.07563	0.00115	0.00110	0.00106	0.00102	0.00098	0.00094	0.00090	0.00087	0.00083	0.00080
2.8	27.797	0.09179	0.00180	0.00173	0.00166	0.00160	0.00153	0.00147	0.00142	0.00136	0.00131	0.00126
2.9	22.330	0.11026	0.00276	0.00265	0.00255	0.00245	0.00236	0.00226	0.00218	0.00209	0.00201	0.00194
3.0	18.101	0.13112	0.00416	0.00399	0.00384	0.00369	0.00355	0.00341	0.00328	0.00315	0.00303	0.00292
3.1	14.802	0.15436	0.00613	0.00589	0.00566	0.00544	0.00523	0.00503	0.00484	0.00466	0.00448	0.00431
3.2	12.211	0.17994	0.00885	0.00851	0.00818	0.00787	0.00757	0.00728	0.00701	0.00674	0.00649	0.00624
3.3	10.159	0.20774	0.01252	0.01204	0.01159	0.01115	0.01073	0.01033	0.00994	0.00957	0.00921	0.00886
3.4	8.521	0.23753	0.01736	0.01671	0.01609	0.01549	0.01491	0.01436	0.01382	0.01331	0.01282	0.01234
3.5	7.205	0.26907	0.02360	0.02273	0.02189	0.02109	0.02031	0.01957	0.01885	0.01816	0.01749	0.01685
3.6	6.1394	0.30199	0.03144	0.03030	0.02920	0.02815	0.02713	0.02615	0.02521	0.02429	0.02342	0.02257
3.7	5.2705	0.33589	0.04107	0.03961	0.03820	0.03684	0.03554	0.03427	0.03306	0.03188	0.03074	0.02964
3.8	4.5571	0.37031	0.05261	0.05078	0.04901	0.04730	0.04566	0.04407	0.04253	0.04105	0.03961	0.03821
3.9	3.9676	0.40474	0.06611	0.06386	0.06169	0.05960	0.05757	0.05560	0.05370	0.05186	0.05008	0.04835
4.0	3.4770	0.43863	0.08153	0.07883	0.07622	0.07369	0.07124	0.06887	0.06657	0.06433	0.06217	0.06006
4.1	3.0665	0.47144	0.09872	0.09554	0.09246	0.08948	0.08658	0.08377	0.08103	0.07838	0.07579	0.07328
4.2	2.7206	0.50260	0.11743	0.11376	0.11020	0.10674	0.10338	0.10010	0.09692	0.09382	0.09080	0.08787
4.3	2.4276	0.53159	0.13729	0.13314	0.12910	0.12516	0.12133	0.11759	0.11395	0.11040	0.10694	0.10356
4.4	2.1780	0.55788	0.15787	0.15325	0.14874	0.14434	0.14005	0.13587	0.13178	0.12778	0.12388	0.12007
4.5	1.9640	0.58099	0.17864	0.17359	0.16865	0.16382	0.15910	0.15448	0.14997	0.14555	0.14122	0.13699
4.6	1.7797	0.60052	0.19907	0.19362	0.18829	0.18307	0.17796	0.17295	0.16805	0.16324	0.15852	0.15390
4.7	1.6202	0.61609	0.21857	0.21280	0.20713	0.20158	0.19612	0.19077	0.18552	0.18036	0.17530	0.17032
4.8	1.4814	0.62741	0.23661	0.23057	0.22464	0.21880	0.21307	0.20743	0.20189	0.19644	0.19108	0.18580
4.9	1.3599	0.63431	0.25270	0.24646	0.24033	0.23428	0.22833	0.22247	0.21670	0.21102	0.20542	0.19990
5.0	1,2533	0.63662	0.26639	0.26003	0.25376	0.24757	0.24148	0.23546	0.22953	0.22368	0.21790	0.21221



Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
5.1	1.1593	0.63431	0.27732	0.27091	0.26458	0.25832	0.25215	0.24605	0.24002	0.23407	0.22819	0.22237
5.2	1.0759	0.62742	0.28523	0.27884	0.27252	0.26626	0.26007	0.25396	0.24790	0.24192	0.23599	0.23013
5.3	1.0018	0.61609	0.28998	0.28366	0.27741	0.27122	0.26509	0.25901	0.25300	0.24704	0.24114	0.23530
5.4	0.9357	0.60052	0.29148	0.28530	0.27918	0.27311	0.26710	0.26113	0.25521	0.24935	0.24353	0.23776
5.5	0.8764	0.58099	0.28977	0.28379	0.27785	0.27196	0.26611	0.26030	0.25454	0.24882	0.24314	0.23751
5.6	0.8230	0.55788	0.28499	0.27925	0.27354	0.26787	0.26224	0.25664	0.25108	0.24556	0.24007	0.23461
5.7	0.7749	0.53159	0.27734	0.27187	0.26644	0.26103	0.25565	0.25031	0.24499	0.23970	0.23444	0.22921
5.8	0.7313	0.5026	0.26710	0.26194	0.25680	0.25169	0.24660	0.24154	0.23650	0.23148	0.22649	0.22153
5.9	0.6917	0.47144	0.25460	0.24977	0.24496	0.24017	0.23540	0.23064	0.22591	0.22120	0.21650	0.21183
6.0	0.6557	0.43863	0.24022	0.23573	0.23127	0.22681	0.22238	0.21795	0.21355	0.20916	0.20478	0.20042
6.1	0.6227	0.40474	0.22436	0.22023	0.21612	0.21201	0.20792	0.20384	0.19977	0.19572	0.19168	0.18764
6.2	0.5926	0.37031	0.20742	0.20366	0.19990	0.19615	0.19241	0.18868	0.18496	0.18125	0.17755	0.17385
6.3	0.5649	0.33589	0.18983	0.18642	0.18302	0.17963	0.17624	0.17286	0.16948	0.16612	0.16276	0.15940
6.4	0.5394	0.30199	0.17198	0.16892	0.16587	0.16282	0.15978	0.15674	0.15371	0.15068	0.14766	0.14464
6.5	0.5158	0.26907	0.15422	0.15151	0.14879	0.14608	0.14337	0.14067	0.13796	0.13527	0.13258	0.12989
6.6	0.4940	0.23753	0.13689	0.13449	0.13210	0.12971	0.12732	0.12493	0.12255	0.12017	0.11779	0.11542
6.7	0.4739	0.20774	0.12027	0.11817	0.11608	0.11399	0.11191	0.10982	0.10774	0.10566	0.10358	0.10150
6.8	0.4551	0.17994	0.10457	0.10276	0.10095	0.09914	0.09733	0.09553	0.09373	0.09192	0.09012	0.08832
6.9	0.4376	0.15436	0.08998	0.08843	0.08688	0.08533	0.08378	0.08224	0.08069	0.07914	0.07760	0.07606
7.0	0.4214	0.13111	0.07662	0.07531	0.07399	0.07268	0.07136	0.07005	0.06874	0.06742	0.06611	0.06480
7.1	0.4062	0.11026	0.06457	0.06347	0.06236	0.06126	0.06015	0.05905	0.05794	0.05684	0.05574	0.05463
7.2	0.3919	0.09179	0.05384	0.05292	0.05201	0.05109	0.05017	0.04925	0.04833	0.04741	0.04649	0.04557
7.3	0.3786	0.07564	0.04443	0.04367	0.04291	0.04216	0.04140	0.04064	0.03989	0.03913	0.03837	0.03762
7.4	0.3661	0.06168	0.03627	0.03565	0.03503	0.03442	0.03380	0.03318	0.03256	0.03195	0.03133	0.03071
7.5	0.3543	0.04979	0.02930	0.02880	0.02830	0.02781	0.02731	0.02681	0.02631	0.02581	0.02532	0.02482
7.6	0.3432	0.03977	0.02342	0.02302	0.02262	0.02223	0.02183	0.02143	0.02103	0.02063	0.02024	0.01984
7.7	0.3327	0.03143	0.01852	0.01820	0.01789	0.01757	0.01726	0.01695	0.01663	0.01632	0.01600	0.01569
7.8	0.3228	0.02458	0.01449	0.01424	0.01400	0.01375	0.01350	0.01326	0.01301	0.01277	0.01252	0.01227
7.9	0.3134	0.01903	0.01122	0.01103	0.01084	0.01065	0.01046	0.01027	0.01008	0.00989	0.00970	0.00951
8.0	0.3046	0.01457	0.00859	0.00845	0.00830	0.00815	0.00801	0.00786	0.00772	0.00757	0.00743	0.00728
8.1	0.2962	0.01104	0.00651	0.00640	0.00629	0.00618	0.00607	0.00596	0.00585	0.00574	0.00563	0.00552
8.2	0.2882	0.00828	0.00488	0.00480	0.00472	0.00464	0.00455	0.00447	0.00439	0.00430	0.00422	0.00414
8.3	0.2806	0.00614	0.00362	0.00356	0.00350	0.00344	0.00338	0.00331	0.00325	0.00319	0.00313	0.00307
8.4	0.2734	0.00451	0.00266	0.00262	0.00257	0.00253	0.00248	0.00244	0.00239	0.00234	0.00230	0.00225
8.5	0.2666	0.00327	0.00193	0.00190	0.00186	0.00183	0.00180	0.00177	0.00173	0.00170	0.00167	0.00163
8.6	0.2600	0.00235	0.00139	0.00136	0.00134	0.00132	0.00129	0.00127	0.00125	0.00122	0.00120	0.00117
8.7	0.2538	0.00167	0.00099	0.00097	0.00095	0.00094	0.00092	0.00090	0.00089	0.00087	0.00085	0.00083
8.8	0.2478	0.00118	0.00070	0.00068	0.00067	0.00066	0.00065	0.00064	0.00063	0.00061	0.00060	0.00059
8.9	0.2421	0.00082	0.00048	0.00048	0.00047	0.00046	0.00045	0.00044	0.00043	0.00043	0.00042	0.00041
9.0	0.2367	0.00056	0.00033	0.00033	0.00032	0.00032	0.00031	0.00031	0.00030	0.00029	0.00029	0.00028

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60
1.1	5034	0.00082	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.2	3425	0.00118	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.3	2354	0.00167	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.4	1634	0.00235	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.5	1146	0.00327	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.6	811.2	0.00451	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.7	580.2	0.00614	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.8	419.1	0.00828	0.00001	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.9	305.8	0.01104	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
2.0	225.3	0.01457	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
2.1	167.69	0.01903	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00002	0.00002
2.2	126.02	0.02459	0.00006	0.00006	0.00006	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005	0.00004	0.00004
2.3	95.63	0.03143	0.00010	0.00010	0.00010	0.00009	0.00009	0.00009	0.00008	0.00008	0.00008	0.00007
2.4	73.28	0.03977	0.00018	0.00017	0.00016	0.00016	0.00015	0.00015	0.00014	0.00013	0.00013	0.00012
2.5	56.70	0.04979	0.00030	0.00028	0.00027	0.00026	0.00025	0.00024	0.00023	0.00022	0.00021	0.00021
2.6	44.288	0.06169	0.00048	0.00046	0.00045	0.00043	0.00041	0.00039	0.00038	0.00036	0.00035	0.00034
2.7	34.923	0.07563	0.00077	0.00074	0.00071	0.00068	0.00066	0.00063	0.00061	0.00058	0.00056	0.00054
2.8	27.797	0.09179	0.00121	0.00116	0.00112	0.00107	0.00103	0.00099	0.00095	0.00091	0.00088	0.00084
2.9	22.330	0.11026	0.00186	0.00179	0.00172	0.00165	0.00159	0.00153	0.00147	0.00141	0.00135	0.00130
3.0	18.101	0.13112	0.00280	0.00270	0.00259	0.00249	0.00240	0.00230	0.00221	0.00213	0.00204	0.00196
3.1	14.802	0.15436	0.00414	0.00399	0.00383	0.00369	0.00354	0.00341	0.00327	0.00314	0.00302	0.00290
3.2	12.211	0.17994	0.00600	0.00578	0.00556	0.00534	0.00514	0.00494	0.00475	0.00456	0.00438	0.00421
3.3	10.159	0.20774	0.00853	0.00821	0.00790	0.00760	0.00731	0.00703	0.00676	0.00649	0.00624	0.00599
3.4	8.521	0.23753	0.01188	0.01144	0.01101	0.01059	0.01019	0.00980	0.00943	0.00907	0.00871	0.00837
3.5	7.205	0.26907	0.01623	0.01563	0.01505	0.01449	0.01395	0.01342	0.01291	0.01242	0.01194	0.01147
3.6	6.1394	0.30199	0.02174	0.02095	0.02018	0.01944	0.01872	0.01802	0.01734	0.01668	0.01605	0.01543
3.7	5.2705	0.33589	0.02858	0.02755	0.02655	0.02559	0.02465	0.02374	0.02286	0.02200	0.02117	0.02036
3.8	4.5571	0.37031	0.03686	0.03556	0.03429	0.03306	0.03186	0.03070	0.02958	0.02848	0.02742	0.02638
3.9	3.9676	0.40474	0.04667	0.04505	0.04347	0.04193	0.04044	0.03899	0.03758	0.03621	0.03487	0.03357
4.0	3.4770	0.43863	0.05802	0.05603	0.05410	0.05222	0.05040	0.04862	0.04689	0.04520	0.04356	0.04196
4.1	3.0665	0.47144	0.07084	0.06847	0.06615	0.06390	0.06170	0.05956	0.05748	0.05545	0.05346	0.05153
4.2	2.7206	0.50260	0.08500	0.08221	0.07949	0.07684	0.07425	0.07172	0.06926	0.06685	0.06450	0.06220
4.3	2.4276	0.53159	0.10027	0.09705	0.09391	0.09084	0.08785	0.08492	0.08205	0.07925	0.07652	0.07384
4.4	2.1780	0.55788	0.11634	0.11270	0.10914	0.10565	0.10224	0.09890	0.09563	0.09243	0.08930	0.08623
4.5	1.9640	0.58099	0.13285	0.12879	0.12481	0.12092	0.11710	0.11336	0.10970	0.10610	0.10258	0.09912
4.6	1.7797	0.60052	0.14936	0.14492	0.14055	0.13627	Q.13207	0.12795	0.12390	0.11992	0.11602	0.11218
4.7	1.6202	0.61609	0.16544	0.16064	0.15592	0.15129	0.14673	0.14225	0.13785	0.13352	0.12926	0.12507
4.8	1.4814	0.62741	0.18061	0.17551	0.17048	0.16554	0.16067	0.15588	0.15116	0.14652	0.14194	0.13743
4.9	1.3599	0.63431	0.19447	0.18911	0.18383	0.17863	0.17350	0.16844	0.16346	0.15854	0.15369	0.14891
5.0	1,2533	0.63662	0.20659	0.20104	0.19556	0.19016	0.18483	0.17956	0.17436	0.16923	0.16416	0.15916

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60
5.1	1.1593	0.63431	0.21663	0.21096	0.20535	0.19981	0.19433	0.18892	0.18356	0.17827	0.17304	0.16787
5.2	1.0759	0.62742	0.22433	0.21860	0.21292	0.20730	0.20174	0.19624	0.19080	0.18541	0.18007	0.17479
5.3	1.0018	0.61609	0.22951	0.22377	0.21809	0.21246	0.20688	0.20135	0.19588	0.19045	0.18508	0.17975
5.4	0.9357	0.60052	0.23204	0.22636	0.22074	0.21516	0.20962	0.20413	0.19868	0.19328	0.18792	0.18261
5.5	0.8764	0.58099	0.23191	0.22635	0.22084	0.21536	0.20993	0.20453	0.19917	0.19385	0.18856	0.18332
5.6	0.8230	0.55788	0.22919	0.22380	0.21845	0.21313	0.20785	0.20259	0.19737	0.19219	0.18703	0.18191
5.7	0.7749	0.53159	0.22401	0.21884	0.21370	0.20858	0.20349	0.19843	0.19340	0.18839	0.18341	0.17846
5.8	0.7313	0.50260	0.21658	0.21166	0.20676	0.20189	0.19704	0.19221	0.18740	0.18262	0.17786	0.17312
5.9	0.6917	0.47144	0.20717	0.20253	0.19791	0.19331	0.18873	0.18417	0.17962	0.17510	0.17059	0.16610
6.0	0.6557	0.43863	0.19607	0.19174	0.18742	0.18312	0.17884	0.17456	0.17030	0.16606	0.16183	0.15762
6.1	0.6227	0.40474	0.18362	0.17961	0.17562	0.17163	0.16766	0.16370	0.15975	0.15581	0.15188	0.14796
6.2	0.5926	0.37031	0.17017	0.16649	0.16282	0.15917	0.15552	0.15188	0.14825	0.14462	0.14101	0.13740
6.3	0.5649	0.33589	0.15606	0.15272	0.14938	0.14606	0.14274	0.13942	0.13612	0.13282	0.12952	0.12624
6.4	0.5394	0.30199	0.14163	0.13862	0.13562	0.13262	0.12963	0.12665	0.12366	0.12069	0.11771	0.11475
6.5	0.5158	0.26907	0.12720	0.12452	0.12184	0.11917	0.11649	0.11383	0.11116	0.10850	0.10585	0.10320
6.6	0.4940	0.23753	0.11305	0.11068	0.10831	0.10595	0.10359	0.10123	0.09887	0.09652	0.09417	0.09182
6.7	0.4739	0.20774	0.09943	0.09735	0.09528	0.09321	0.09114	0.08908	0.08701	0.08495	0.08289	0.08083
6.8	0.4551	0.17994	0.08653	0.08473	0.08293	0.08114	0.07935	0.07755	0.07576	0.07398	0.07219	0.07040
6.9	0.4376	0.15436	0.07451	0.07297	0.07143	0.06989	0.06835	0.06681	0.06527	0.06374	0.06220	0.06067
7.0	0.4214	0.13111	0.06349	0.06218	0.06087	0.05956	0.05825	0.05695	0.05564	0.05433	0.05303	0.05172
7.1	0.4062	0.11026	0.05353	0.05243	0.05133	0.05023	0.04913	0.04803	0.04693	0.04583	0.04473	0.04363
7.2	0.3919	0.09179	0.04466	0.04374	0.04282	0.04190	0.04099	0.04007	0.03916	0.03824	0.03732	0.03641
7.3	0.3786	0.07564	0.03686	0.03610	0.03535	0.03459	0.03384	0.03308	0.03233	0.03157	0.03082	0.03006
7.4	0.3661	0.06168	0.03010	0.02948	0.02886	0.02825	0.02763	0.02701	0.02640	0.02578	0.02517	0.02455
7.5	0.3543	0.04979	0.02432	0.02382	0.02332	0.02283	0.02233	0.02183	0.02133	0.02084	0.02034	0.01984
7.6	0.3432	0.03977	0.01944	0.01904	0.01865	0.01825	0.01785	0.01745	0.01706	0.01666	0.01626	0.01586
7.7	0.3327	0.03143	0.01537	0.01506	0.01474	0.01443	0.01412	0.01380	0.01349	0.01317	0.01286	0.01255
7.8	0.3228	0.02458	0.01203	0.01178	0.01154	0.01129	0.01105	0.01080	0.01055	0.01031	0.01006	0.00982
7.9	0.3134	0.01903	0.00932	0.00913	0.00894	0.00874	0.00855	0.00836	0.00817	0.00798	0.00779	0.00760
8.0	0.3046	0.01457	0.00713	0.00699	0.00684	0.00670	0.00655	0.00641	0.00626	0.00611	0.00597	0.00582
8.1	0.2962	0.01104	0.00541	0.00530	0.00519	0.00508	0.00497	0.00485	0.00474	0.00463	0.00452	0.00441
8.2	0.2882	0.00828	0.00406	0.00397	0.00389	0.00381	0.00372	0.00364	0.00356	0.00348	0.00339	0.00331
8.3	0.2806	0.00614	0.00301	0.00295	0.00289	0.00282	0.00276	0.00270	0.00264	0.00258	0.00252	0.00246
8.4	0.2734	0.00451	0.00221	0.00216	0.00212	0.00207	0.00203	0.00198	0.00194	0.00189	0.00185	0.00180
8.5	0.2666	0.00327	0.00160	0.00157	0.00154	0.00150	0.00147	0.00144	0.00141	0.00137	0.00134	0.00131
8.6	0.2600	0.00235	0.00115	0.00113	0.00110	0.00108	0.00106	0.00103	0.00101	0.00099	0.00096	0.00094
8.7	0.2538	0.00167	0.00082	0.00080	0.00078	0.00077	0.00075	0.00073	0.00072	0.00070	0.00068	0.00067
8.8	0.2478	0.00118	0.00058	0.00057	0.00055	0.00054	0.00053	0.00052	0.00051	0.00050	0.00048	0.00047
8.9	0.2421	0.00082	0.00040	0.00039	0.00039	0.00038	0.00037	0.00036	0.00035	0.00034	0.00034	0.00033
9.0	0.2367	0.00056	0.00028	0.00027	0.00027	0.00026	0.00025	0.00025	1.00024	0.00024	0.00023	0.00023

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70
1.1	5034	0.00082	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.2	3425	0.00118	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.3	2354	0.00167	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.4	1634	0.00235	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.5	1146	0.00327	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.6	811.2	0.00451	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.7	580.2	0.00614	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.8	419.1	0.00828	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.9	305.8	0.01104	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000
2.0	225.3	0.01457	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
2.1	167.69	0.01903	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002
2.2	126.02	0.02459	0.00004	0.00004	0.00004	0.00004	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003
2.3	95.63	0.03143	0.00007	0.00007	0.00006	0.00006	0.00006	0.00006	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005
2.4	73.28	0.03977	0.00012	0.00011	0.00011	0.00010	0.00010	0.00010	0.00009	0.00009	0.00008	0.00008
2.5	56.70	0.04979	0.00020	0.00019	0.00018	0.00017	0.00017	0.00016	0.00015	0.00015	0.00014	0.00013
2.6	44.288	0.06169	0.00032	0.00031	0.00030	0.00028	0.00027	0.00026	0.00025	0.00024	0.00023	0.00022
2.7	34.923	0.07563	0.00052	0.00049	0.00047	0.00045	0.00043	0.00042	0.00040	0.00038	0.00036	0.00035
2.8	27.797	0.09179	0.00081	0.00078	0.00074	0.00071	0.00068	0.00065	0.00062	0.00060	0.00057	0.00054
2.9	22.330	0.11026	0.00125	0.00119	0.00114	0.00110	0.00105	0.00101	0.00096	0.00092	0.00088	0.00084
3.0	18.101	0.13112	0.00188	0.00180	0.00173	0.00166	0.00159	0.00152	0.00145	0.00139	0.00133	0.00127
3.1	14.802	0.15436	0.00278	0.00267	0.00256	0.00245	0.00235	0.00225	0.00215	0.00206	0.00197	0.00188
3.2	12.211	0.17994	0.00404	0.00388	0.00372	0.00356	0.00342	0.00327	0.00313	0.00299	0.00286	0.00273
3.3	10.159	0.20774	0.00576	0.00552	0.00530	0.00508	0.00487	0.00466	0.00446	0.00427	0.00408	0.00389
3.4	8.521	0.23753	0.00804	0.00772	0.00741	0.00710	0.00681	0.00652	0.00624	0.00597	0.00571	0.00545
3.5	7.205	0.26907	0.01102	0.01058	0.01016	0.00975	0.00934	0.00895	0.00857	0.00820	0.00784	0.00749
3.6	6.1394	0.30199	0.01483	0.01424	0.01367	0.01312	0.01258	0.01206	0.01155	0.01106	0.01057	0.01010
3.7	5.2705	0.33589	0.01958	0.01881	0.01807	0.01734	0.01664	0.01595	0.01529	0.01463	0.01400	0.01338
3.8	4.5571	0.37031	0.02538	0.02440	0.02344	0.02251	0.02161	0.02072	0.01986	0.01902	0.01820	0.01740
3.9	3.9676	0.40474	0.03230	0.03107	0.02987	0.02870	0.02755	0.02644	0.02535	0.02429	0.02325	0.02224
4.0	3.4770	0.43863	0.04040	0.03887	0.03739	0.03594	0.03452	0.03314	0.03179	0.03047	0.02919	0.02793
4.1	3.0665	0.47144	0.04964	0.04779	0.04599	0.04423	0.04251	0.04083	0.03919	0.03758	0.03601	0.03447
4.2	2.7206	0.50260	0.05996	0.05776	0.05562	0.05352	0.05146	0.04946	0.04749	0.04557	0.04368	0.04184
4.3	2.4276	0.53159	0.07122	0.06865	0.06614	0.06368	0.06128	0.05892	0.05661	0.05434	0.05212	0.04995
4.4	2.1780	0.55788	0.08323	0.08028	0.07739	0.07456	0.07178	0.06906	0.06639	0.06377	0.06120	0.05867
4.5	1.9640	0.58099	0.09572	0.09240	0.08913	0.08592	0.08277	0.07968	0.07664	0.07366	0.07073	0.06785
4.6	1.7797	0.60052	0.10841	0.10471	0.10107	0.09750	0.09398	0.09053	0.08713	0.08379	0.08050	0.07727
4.7	1.6202	0.61609	0.12096	0.11690	0.11291	0.10899	0.10513	0.10132	0.09758	0.09389	0.09027	0.08669
4.8	1.4814	0.62741	0.13300	0.12862	0.12432	0.12007	0.11589	0.11176	0.10770	0.10369	0.09974	0.09585
4.9	1.3599	0.63431	0.14420	0.13954	0.13495	0.13043	0.12596	0.12155	0.11720	0.11291	0.10867	0.10449
5.0	1,2533	0.63662	0.15421	0.14933	0.14451	0.13975	0.13504	0.13039	0.12580	0.12126	0.11678	0.11234

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70
5.1	1.1593	0.63431	0.16275	0.15769	0.15269	0.14775	0.14286	0.13802	0.13323	0.12850	0.12381	0.11918
5.2	1.0759	0.62742	0.16957	0.16439	0.15927	0.15419	0.14917	0.14420	0.13927	0.13440	0.12957	0.12478
5.3	1.0018	0.61609	0.17447	0.16923	0.16405	0.15891	0.15381	0.14876	0.14375	0.13879	0.13387	0.12899
5.4	0.9357	0.60052	0.17733	0.17210	0.16691	0.16176	0.15665	0.15158	0.14655	0.14156	0.13661	0.13169
5.5	0.8764	0.58099	0.17811	0.17293	0.16780	0.16269	0.15763	0.15260	0.14760	0.14264	0.13771	0.13281
5.6	0.8230	0.55788	0.17682	0.17175	0.16672	0.16172	0.15676	0.15182	0.14691	0.14203	0.13718	0.13235
5.7	0.7749	0.53159	0.17353	0.16863	0.16376	0.15891	0.15409	0.14929	0.14452	0.13977	0.13505	0.13035
5.8	0.7313	0.50260	0.16840	0.16370	0.15903	0.15438	0.14975	0.14513	0.14055	0.13598	0.13143	0.12690
5.9	0.6917	0.47144	0.16162	0.15717	0.15273	0.14831	0.14390	0.13952	0.13515	0.13080	0.12646	0.12214
6.0	0.6557	0.43863	0.15342	0.14923	0.14506	0.14090	0.13676	0.13263	0.12851	0.12441	0.12032	0.11624
6.1	0.6227	0.40474	0.14406	0.14016	0.13628	0.13241	0.12854	0.12469	0.12085	0.11703	0.11321	0.10940
6.2	0.5926	0.37031	0.13381	0.13022	0.12664	0.12307	0.11951	0.11595	0.11241	0.10887	0.10534	0.10182
6.3	0.5649	0.33589	0.12296	0.11969	0.11642	0.11316	0.10991	0.10666	0.10342	0.10018	0.09696	0.09373
6.4	0.5394	0.30199	0.11179	0.10883	0.10588	0.10293	0.09999	0.09705	0.09412	0.09119	0.08827	0.08535
6.5	0.5158	0.26907	0.10055	0.09790	0.09526	0.09262	0.08999	0.08736	0.08473	0.08211	0.07949	0.07687
6.6	0.4940	0.23753	0.08947	0.08713	0.08479	0.08245	0.08012	0.07778	0.07545	0.07313	0.07080	0.06848
6.7	0.4739	0.20774	0.07878	0.07672	0.07467	0.07262	0.07057	0.06852	0.06648	0.06443	0.06239	0.06035
6.8	0.4551	0.17994	0.06862	0.06683	0.06505	0.06327	0.06149	0.05971	0.05793	0.05616	0.05438	0.05261
6.9	0.4376	0.15436	0.05913	0.05760	0.05607	0.05454	0.05301	0.05148	0.04995	0.04842	0.04689	0.04537
7.0	0.4214	0.13111	0.05042	0.04911	0.04781	0.04651	0.04520	0.04390	0.04260	0.04130	0.04000	0.03870
7.1	0.4062	0.11026	0.04253	0.04143	0.04033	0.03924	0.03814	0.03704	0.03595	0.03485	0.03376	0.03266
7.2	0.3919	0.09179	0.03549	0.03458	0.03366	0.03275	0.03183	0.03092	0.03001	0.02909	0.02818	0.02727
7.3	0.3786	0.07564	0.02931	0.02855	0.02780	0.02704	0.02629	0.02553	0.02478	0.02403	0.02327	0.02252
7.4	0.3661	0.06168	0.02393	0.02332	0.02270	0.02209	0.02147	0.02086	0.02024	0.01963	0.01901	0.01840
7.5	0.3543	0.04979	0.01934	0.01885	0.01835	0.01785	0.01736	0.01686	0.01636	0.01587	0.01537	0.01487
7.6	0.3432	0.03977	0.01547	0.01507	0.01467	0.01427	0.01388	0.01348	0.01308	0.01269	0.01229	0.01189
7.7	0.3327	0.03143	0.01223	0.01192	0.01160	0.01129	0.01098	0.01066	0.01035	0.01003	0.00972	0.00941
7.8	0.3228	0.02458	0.00957	0.00933	0.00908	0.00883	0.00859	0.00834	0.00810	0.00785	0.00761	0.00736
7.9	0.3134	0.01903	0.00741	0.00722	0.00703	0.00684	0.00665	0.00646	0.00627	0.00608	0.00589	0.00570
8.0	0.3046	0.01457	0.00568	0.00553	0.00539	0.00524	0.00510	0.00495	0.00480	0.00466	0.00451	0.00437
8.1	0.2962	0.01104	0.00430	0.00419	0.00408	0.00397	0.00386	0.00375	0.00364	0.00353	0.00342	0.00331
8.2	0.2882	0.00828	0.00323	0.00315	0.00306	0.00298	0.00290	0.00281	0.00273	0.00265	0.00257	0.00248
8.3	0.2806	0.00614	0.00239	0.00233	0.00227	0.00221	0.00215	0.00209	0.00203	0.00196	0.00190	0.00184
8.4	0.2734	0.00451	0.00176	0.00171	0.00167	0.00162	0.00158	0.00153	0.00149	0.00144	0.00140	0.00135
8.5	0.2666	0.00327	0.00128	0.00124	0.00121	0.00118	0.00114	0.00111	0.00108	0.00105	0.00101	0.00098
8.6	0.2600	0.00235	0.00092	0.00089	0.00087	0.00085	0.00082	0.00080	0.00078	0.00075	0.00073	0.00070
8.7	0.2538	0.00167	0.00065	0.00063	0.00062	0.00060	0.00058	0.00057	0.00055	0.00053	0.00052	0.00050
8.8	0.2478	0.00118	0.00046	0.00045	0.00044	0.00042	0.00041	0.00040	0.00039	0.00038	0.00037	0.00035
8.9	0.2421	0.00082	0.00032	0.00031	0.00030	0.00030	0.00029	0.00028	0.00027	0.00026	0.00025	0.00025
9.0	0.2367	0.00056	0.00022	0.00021	0.00021	0.00020	0.00020	0.00019	0.00019	0.00018	0.00018	0.00017

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80
1.1	5034	0.00082	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.2	3425	0.00118	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.3	2354	0.00167	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.4	1634	0.00235	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.5	1146	0.00327	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.6	811.2	0.00451	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.7	580.2	0.00614	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.8	419.1	0.00828	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.9	305.8	0.01104	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2.0	225.3	0.01457	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00000
2.1	167.69	0.01903	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
2.2	126.02	0.02459	0.00003	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002
2.3	95.63	0.03143	0.00004	0.00004	0.00004	0.00004	0.00004	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003
2.4	73.28	0.03977	0.00008	0.00007	0.00007	0.00007	0.00006	0.00006	0.00006	0.00005	0.00005	0.00005
2.5	56.70	0.04979	0.00013	0.00012	0.00011	0.00011	0.00010	0.00010	0.00009	0.00009	0.00008	0.00008
2.6	44.288	0.06169	0.00021	0.00020	0.00019	0.00018	0.00017	0.00016	0.00015	0.00014	0.00013	0.00013
2.7	34.923	0.07563	0.00033	0.00031	0.00030	0.00028	0.00027	0.00026	0.00024	0.00023	0.00021	0.00020
2.8	27.797	0.09179	0.00052	0.00049	0.00047	0.00045	0.00042	0.00040	0.00038	0.00036	0.00034	0.00032
2.9	22.330	0.11026	0.00080	0.00076	0.00072	0.00069	0.00065	0.00062	0.00059	0.00055	0.00052	0.00049
3.0	18.101	0.13112	0.00121	0.00115	0.00109	0.00104	0.00099	0.00094	0.00089	0.00084	0.00079	0.00074
3.1	14.802	0.15436	0.00179	0.00170	0.00162	0.00154	0.00146	0.00139	0.00131	0.00124	0.00117	0.00110
3.2	12.211	0.17994	0.00260	0.00248	0.00236	0.00224	0.00213	0.00202	0.00191	0.00181	0.00170	0.00160
3.3	10.159	0.20774	0.00371	0.00354	0.00337	0.00320	0.00304	0.00288	0.00273	0.00258	0.00243	0.00229
3.4	8.521	0.23753	0.00520	0.00496	0.00472	0.00449	0.00426	0.00404	0.00383	0.00362	0.00341	0.00321
3.5	7.205	0.26907	0.00715	0.00681	0.00649	0.00617	0.00586	0.00556	0.00526	0.00498	0.00469	0.00442
3.6	6.1394	0.30199	0.00964	0.00920	0.00876	0.00833	0.00792	0.00751	0.00711	0.00673	0.00635	0.00598
3.7	5.2705	0.33589	0.01278	0.01219	0.01161	0.01105	0.01050	0.00996	0.00944	0.00893	0.00843	0.00794
3.8	4.5571	0.37031	0.01662	0.01586	0.01512	0.01439	0.01368	0.01298	0.01231	0.01164	0.01099	0.01036
3.9	3.9676	0.40474	0.02125	0.02028	0.01934	0.01842	0.01751	0.01663	0.01576	0.01492	0.01409	0.01328
4.0	3.4770	0.43863	0.02670	0.02549	0.02431	0.02316	0.02203	0.02093	0.01985	0.01879	0.01775	0.01673
4.1	3.0665	0.47144	0.03296	0.03149	0.03005	0.02864	0.02725	0.02590	0.02457	0.02327	0.02199	0.02074
4.2	2.7206	0.50260	0.04003	0.03826	0.03652	0.03482	0.03315	0.03152	0.02991	0.02834	0.02680	0.02528
4.3	2.4276	0.53159	0.04781	0.04572	0.04367	0.04165	0.03967	0.03773	0.03583	0.03396	0.03212	0.03032
4.4	2.1780	0.55788	0.05620	0.05377	0.05138	0.04903	0.04673	0.04446	0.04224	0.04006	0.03791	0.03580
4.5	1.9640	0.58099	0.06502	0.06224	0.05951	0.05682	0.05418	0.05158	0.04903	0.04651	0.04404	0.04161
4.6	1.7797	0.60052	0.07409	0.07096	0.06788	0.06485	0.06187	0.05893	0.05604	0.05319	0.05039	0.04763
4.7	1.6202	0.61609	0.08317	0.07970	0.07629	0.07292	0.06960	0.06633	0.06311	0.05994	0.05681	0.05372
4.8	1.4814	0.62741	0.09201	0.08822	0.08449	0.08080	0.07717	0.07358	0.07005	0.06656	0.06311	0.05971
4.9	1.3599	0.63431	0.10036	0.09628	0.09226	0.08828	0.08436	0.08048	0.07665	0.07287	0.06913	0.06544
5.0	1,2533	0.63662	0.10796	0.10364	0.09936	0.09513	0.09095	0.08681	0.08272	0.07868	0.07469	0.07074

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80
5.1	1.1593	0.63431	0.11459	0.11006	0.10557	0.10113	0.09673	0.09238	0.08808	0.08382	0.07960	0.07541
5.2	1.0759	0.62742	0.12004	0.11535	0.11070	0.10610	0.10154	0.09702	0.09255	0.08811	0.08372	0.07932
5.3	1.0018	0.61609	0.12416	0.11936	0.11461	0.10990	0.10522	0.10059	0.09599	0.09144	0.08692	0.08244
5.4	0.9357	0.60052	0.12681	0.12197	0.11717	0.11240	0.10767	0.10298	0.09832	0.09369	0.08910	0.08455
5.5	0.8764	0.58099	0.12795	0.12312	0.11832	0.11356	0.10883	0.10413	0.09946	0.09482	0.09021	0.08561
5.6	0.8230	0.55788	0.12756	0.12280	0.11806	0.11335	0.10867	0.10402	0.09939	0.09479	0.09022	0.08568
5.7	0.7749	0.53159	0.12568	0.12103	0.11641	0.11180	0.10723	0.10267	0.09814	0.09364	0.08915	0.08469
5.8	0.7313	0.50260	0.12239	0.11791	0.11344	0.10899	0.10457	0.10016	0.09577	0.09141	0.08706	0.08271
5.9	0.6917	0.47144	0.11784	0.11356	0.10929	0.10504	0.10081	0.09659	0.09238	0.08820	0.08403	0.07987
6.0	0.6557	0.43863	0.11218	0.10813	0.10410	0.10008	0.09607	0.09208	0.08809	0.08412	0.08017	0.07623
6.1	0.6227	0.40474	0.10561	0.10182	0.09805	0.09428	0.09053	0.08678	0.08305	0.07933	0.07562	0.07192
6.2	0.5926	0.37031	0.09831	0.09481	0.09132	0.08783	0.08435	0.08088	0.07742	0.07397	0.07052	0.06708
6.3	0.5649	0.33589	0.09052	0.08731	0.08411	0.08091	0.07772	0.07454	0.07137	0.06819	0.06503	0.06187
6.4	0.5394	0.30199	0.08244	0.07953	0.07662	0.07372	0.07083	0.06794	0.06506	0.06218	0.05930	0.05643
6.5	0.5158	0.26907	0.07426	0.07165	0.06904	0.06644	0.06384	0.06124	0.05865	0.05606	0.05348	0.05090
6.6	0.4940	0.23753	0.06616	0.06384	0.06153	0.05922	0.05691	0.05460	0.05230	0.05000	0.04770	0.04540
6.7	0.4739	0.20774	0.05831	0.05628	0.05424	0.05221	0.05018	0.04815	0.04612	0.04410	0.04207	0.04005
6.8	0.4551	0.17994	0.05084	0.04907	0.04730	0.04553	0.04376	0.04200	0.04023	0.03847	0.03671	0.03495
6.9	0.4376	0.15436	0.04384	0.04232	0.04080	0.03927	0.03775	0.03623	0.03471	0.03319	0.03168	0.03016
7.0	0.4214	0.13111	0.03740	0.03611	0.03481	0.03351	0.03222	0.03092	0.02962	0.02833	0.02704	0.02574
7.1	0.4062	0.11026	0.03157	0.03047	0.02938	0.02829	0.02719	0.02610	0.02501	0.02392	0.02283	0.02174
7.2	0.3919	0.09179	0.02636	0.02544	0.02453	0.02362	0.02271	0.02180	0.02088	0.01997	0.01906	0.01815
7.3	0.3786	0.07564	0.02177	0.02102	0.02026	0.01951	0.01876	0.01801	0.01725	0.01650	0.01575	0.01500
7.4	0.3661	0.06168	0.01778	0.01717	0.01655	0.01594	0.01533	0.01471	0.01410	0.01348	0.01287	0.01226
7.5	0.3543	0.04979	0.01438	0.01388	0.01338	0.01289	0.01239	0.01189	0.01140	0.01090	0.01040	0.00991
7.6	0.3432	0.03977	0.01150	0.01110	0.01070	0.01030	0.00991	0.00951	0.00911	0.00872	0.00832	0.00792
7.7	0.3327	0.03143	0.00909	0.00878	0.00846	0.00815	0.00784	0.00752	0.00721	0.00690	0.00658	0.00627
7.8	0.3228	0.02458	0.00712	0.00687	0.00662	0.00638	0.00613	0.00589	0.00564	0.00540	0.00515	0.00491
7.9	0.3134	0.01903	0.00551	0.00532	0.00513	0.00494	0.00475	0.00456	0.00437	0.00418	0.00399	0.00380
8.0	0.3046	0.01457	0.00422	0.00408	0.00393	0.00378	0.00364	0.00349	0.00335	0.00320	0.00306	0.00291
8.1	0.2962	0.01104	0.00320	0.00309	0.00298	0.00287	0.00276	0.00265	0.00254	0.00243	0.00232	0.00221
8.2	0.2882	0.00828	0.00240	0.00232	0.00223	0.00215	0.00207	0.00199	0.00190	0.00182	0.00174	0.00165
8.3	0.2806	0.00614	0.00178	0.00172	0.00166	0.00160	0.00153	0.00147	0.00141	0.00135	0.00129	0.00123
8.4	0.2734	0.00451	0.00131	0.00126	0.00122	0.00117	0.00113	0.00108	0.00104	0.00099	0.00095	0.00090
8.5	0.2666	0.00327	0.00095	0.00092	0.00088	0.00085	0.00082	0.00078	0.00075	0.00072	0.00069	0.00065
8.6	0.2600	0.00235	0.00068	0.00066	0.00063	0.00061	0.00059	0.00056	0.00054	0.00052	0.00049	0.00047
8.7	0.2538	0.00167	0.00048	0.00047	0.00045	0.00043	0.00042	0.00040	0.00038	0.00037	0.00035	0.00033
8.8	0.2478	0.00118	0.00034	0.00033	0.00032	0.00031	0.00029	0.00028	0.00027	0.00026	0.00025	0.00024
8.9	0.2421	0.00082	0.00024	0.00023	0.00022	0.00021	0.00020	0.00020	0.00019	0.00018	0.00017	0.00016
9.0	0.2367	0.00056	0.00016	0.00016	0.00015	0.00015	0.00014	0.00014	0.00013	0.00012	0.00012	0.00011

Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
1.1	5034	0.00082	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.2	3425	0.00118	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.3	2354	0.00167	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.4	1634	0.00235	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.5	1146	0.00327	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.6	811.2	0.00451	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.7	580.2	0.00614	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.8	419.1	0.00828	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1.9	305.8	0.01104	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2.0	225.3	0.01457	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2.1	167.69	0.01903	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
2.2	126.02	0.02459	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
2.3	95.63	0.03143	0.00003	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001
2.4	73.28	0.03977	0.00004	0.00004	0.00004	0.00004	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00002	0.00002
2.5	56.70	0.04979	0.00007	0.00007	0.00006	0.00006	0.00005	0.00005	0.00005	0.00004	0.00004	0.00003
2.6	44.288	0.06169	0.00012	0.00011	0.00010	0.00010	0.00009	0.00008	0.00008	0.00007	0.00006	0.00006
2.7	34.923	0.07563	0.00019	0.00018	0.00017	0.00015	0.00014	0.00013	0.00012	0.00011	0.00010	0.00009
2.8	27.797	0.09179	0.00030	0.00028	0.00026	0.00024	0.00022	0.00021	0.00019	0.00017	0.00016	0.00014
2.9	22.330	0.11026	0.00046	0.00043	0.00040	0.00037	0.00035	0.00032	0.00029	0.00027	0.00024	0.00022
3.0	18.101	0.13112	0.00070	0.00065	0.00061	0.00057	0.00052	0.00048	0.00044	0.00041	0.00037	0.00033
3.1	14.802	0.15436	0.00103	0.00097	0.00090	0.00084	0.00078	0.00072	0.00066	0.00060	0.00055	0.00049
3.2	12.211	0.17994	0.00150	0.00141	0.00131	0.00122	0.00113	0.00105	0.00096	0.00088	0.00080	0.00072
3.3	10.159	0.20774	0.00215	0.00201	0.00188	0.00175	0.00162	0.00150	0.00137	0.00125	0.00114	0.00102
3.4	8.521	0.23753	0.00301	0.00282	0.00264	0.00245	0.00227	0.00210	0.00193	0.00176	0.00160	0.00144
3.5	7.205	0.26907	0.00415	0.00389	0.00363	0.00338	0.00314	0.00289	0.00266	0.00243	0.00220	0.00198
3.6	6.1394	0.30199	0.00561	0.00526	0.00491	0.00457	0.00424	0.00392	0.00360	0.00329	0.00298	0.00269
3.7	5.2705	0.33589	0.00746	0.00699	0.00653	0.00608	0.00564	0.00521	0.00479	0.00438	0.00397	0.00357
3.8	4.5571	0.37031	0.00973	0.00912	0.00853	0.00794	0.00737	0.00681	0.00626	0.00572	0.00519	0.00467
3.9	3.9676	0.40474	0.01248	0.01171	0.01094	0.01020	0.00946	0.00875	0.00804	0.00735	0.00667	0.00601
4.0	3.4770	0.43863	0.01574	0.01476	0.01381	0.01287	0.01195	0.01104	0.01016	0.00929	0.00844	0.00760
4.1	3.0665	0.47144	0.01951	0.01831	0.01713	0.01597	0.01483	0.01371	0.01262	0.01154	0.01049	0.00945
4.2	2.7206	0.50260	0.02379	0.02234	0.02090	0.01950	0.01811	0.01676	0.01542	0.01411	0.01282	0.01156
4.3	2.4276	0.53159	0.02855	0.02681	0.02510	0.02342	0.02177	0.02015	0.01855	0.01698	0.01544	0.01392
4.4	2.1780	0.55788	0.03372	0.03168	0.02967	0.02770	0.02575	0.02384	0.02196	0.02011	0.01829	0.01650
4.5	1.9640	0.58099	0.03921	0.03685	0.03453	0.03225	0.03000	0.02779	0.02561	0.02346	0.02134	0.01926
4.6	1.7797	0.60052	0.04491	0.04223	0.03959	0.03699	0.03442	0.03190	0.02941	0.02695	0.02453	0.02214
4.7	1.6202	0.61609	0.05068	0.04767	0.04472	0.04180	0.03892	0.03608	0.03328	0.03051	0.02778	0.02509
4.8	1.4814	0.62741	0.05636	0.05305	0.04978	0.04655	0.04336	0.04022	0.03711	0.03404	0.03101	0.02802
4.9	1.3599	0.63431	0.06180	0.05820	0.05464	0.05112	0.04764	0.04421	0.04081	0.03745	0.03413	0.03085
5.0	1,2533	0.63662	0.06683	0.06296	0.05914	0.05536	0.05162	0.04792	0.04426	0.04064	0.03705	0.03351



Tablo II'nin devamı

Y	Q/Z	Doğal Ölüm Yüzdeleri, C										
		0	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
5.1	1.1593	0.63431	0.07129	0.06720	0.06315	0.05914	0.05517	0.05124	0.04735	0.04349	0.03967	0.03589
5.2	1.0759	0.62742	0.07505	0.07078	0.06654	0.06235	0.05819	0.05407	0.04998	0.04593	0.04192	0.03794
5.3	1.0018	0.61609	0.07799	0.07358	0.06921	0.06488	0.06057	0.05631	0.05208	0.04788	0.04371	0.03958
5.4	0.9357	0.60052	0.08002	0.07553	0.07107	0.06665	0.06226	0.05790	0.05357	0.04927	0.04500	0.04076
5.5	0.8764	0.58099	0.08108	0.07656	0.07207	0.06761	0.06318	0.05878	0.05441	0.05006	0.04574	0.04145
5.6	0.8230	0.55788	0.08116	0.07666	0.07220	0.06775	0.06334	0.05895	0.05458	0.05024	0.04592	0.04163
5.7	0.7749	0.53159	0.08025	0.07584	0.07144	0.06707	0.06272	0.05839	0.05409	0.04980	0.04554	0.04130
5.8	0.7313	0.5026	0.07842	0.07413	0.06986	0.06560	0.06137	0.05715	0.05295	0.04877	0.04461	0.04047
5.9	0.6917	0.47144	0.07574	0.07161	0.06751	0.06341	0.05934	0.05528	0.05123	0.04720	0.04319	0.03919
6.0	0.6557	0.43863	0.07230	0.06838	0.06448	0.06058	0.05671	0.05284	0.04899	0.04514	0.04132	0.03750
6.1	0.6227	0.40474	0.06823	0.06455	0.06087	0.05721	0.05356	0.04992	0.04629	0.04267	0.03906	0.03546
6.2	0.5926	0.37031	0.06365	0.06023	0.05682	0.05342	0.05002	0.04663	0.04325	0.03987	0.03651	0.03315
6.3	0.5649	0.33589	0.05872	0.05558	0.05244	0.04930	0.04618	0.04306	0.03994	0.03683	0.03373	0.03063
6.4	0.5394	0.30199	0.05357	0.05071	0.04785	0.04500	0.04215	0.03931	0.03647	0.03364	0.03081	0.02799
6.5	0.5158	0.26907	0.04832	0.04575	0.04318	0.04061	0.03805	0.03549	0.03293	0.03037	0.02782	0.02528
6.6	0.4940	0.23753	0.04311	0.04082	0.03853	0.03624	0.03396	0.03167	0.02940	0.02712	0.02485	0.02258
6.7	0.4739	0.20774	0.03803	0.03602	0.03400	0.03199	0.02997	0.02796	0.02595	0.02395	0.02194	0.01994
6.8	0.4551	0.17994	0.03319	0.03143	0.02967	0.02792	0.02616	0.02441	0.02266	0.02091	0.01916	0.01741
6.9	0.4376	0.15436	0.02864	0.02713	0.02561	0.02410	0.02259	0.02107	0.01956	0.01805	0.01654	0.01504
7.0	0.4214	0.13111	0.02445	0.02316	0.02187	0.02058	0.01928	0.01800	0.01671	0.01542	0.01413	0.01284
7.1	0.4062	0.11026	0.02065	0.01956	0.01847	0.01738	0.01629	0.01520	0.01411	0.01302	0.01194	0.01085
7.2	0.3919	0.09179	0.01724	0.01633	0.01542	0.01451	0.01361	0.01270	0.01179	0.01088	0.00997	0.00906
7.3	0.3786	0.07564	0.01425	0.01350	0.01274	0.01199	0.01124	0.01049	0.00974	0.00899	0.00824	0.00749
7.4	0.3661	0.06168	0.01164	0.01103	0.01041	0.00980	0.00919	0.00857	0.00796	0.00735	0.00674	0.00612
7.5	0.3543	0.04979	0.00941	0.00892	0.00842	0.00792	0.00743	0.00693	0.00644	0.00594	0.00545	0.00495
7.6	0.3432	0.03977	0.00753	0.00713	0.00673	0.00634	0.00594	0.00555	0.00515	0.00475	0.00436	0.00396
7.7	0.3327	0.03143	0.00595	0.00564	0.00533	0.00501	0.00470	0.00439	0.00407	0.00376	0.00345	0.00313
7.8	0.3228	0.02458	0.00466	0.00442	0.00417	0.00392	0.00368	0.00343	0.00319	0.00294	0.00270	0.00245
7.9	0.3134	0.01903	0.00361	0.00342	0.00323	0.00304	0.00285	0.00266	0.00247	0.00228	0.00209	0.00190
8.0	0.3046	0.01457	0.00277	0.00262	0.00247	0.00233	0.00218	0.00204	0.00189	0.00175	0.00160	0.00146
8.1	0.2962	0.01104	0.00210	0.00199	0.00188	0.00176	0.00165	0.00154	0.00143	0.00132	0.00121	0.00110
8.2	0.2882	0.00828	0.00157	0.00149	0.00141	0.00132	0.00124	0.00116	0.00108	0.00099	0.00091	0.00083
8.3	0.2806	0.00614	0.00117	0.00110	0.00104	0.00098	0.00092	0.00086	0.00080	0.00074	0.00068	0.00061
8.4	0.2734	0.00451	0.00086	0.00081	0.00077	0.00072	0.00068	0.00063	0.00059	0.00054	0.00050	0.00045
8.5	0.2666	0.00327	0.00062	0.00059	0.00056	0.00052	0.00049	0.00046	0.00043	0.00039	0.00036	0.00033
8.6	0.2600	0.00235	0.00045	0.00042	0.00040	0.00038	0.00035	0.00033	0.00031	0.00028	0.00026	0.00024
8.7	0.2538	0.00167	0.00032	0.00030	0.00028	0.00027	0.00025	0.00023	0.00022	0.00020	0.00018	0.00017
8.8	0.2478	0.00118	0.00022	0.00021	0.00020	0.00019	0.00018	0.00017	0.00015	0.00014	0.00013	0.00012
8.9	0.2421	0.00082	0.00016	0.00015	0.00014	0.00013	0.00012	0.00011	0.00011	0.00010	0.00009	0.00008
9.0	0.2367	0.00056	0.00011	0.00010	0.00010	0.00009	0.00008	0.00008	0.00007	0.00007	0.00006	0.00006

**Tablo III :** Maksimum ve Minimum Çalışma Probitleri ( $Y_{\xi}$ ), Aralıkları ( $1/Z$ ) ve Ağırlıklandırma Katsayıları ( $w$ )

Beklenen Probit	Maksimum Çalışma Probiti	Minimum Çalışma Probiti	Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı				
$Y$	$Y + Q/Z$	$Y - P/Z$	$1/Z$	$w = Z^2/PQ$				
5.00	6.2533	3.7467	2.5066	0.6366	6.2533	3.7467	5.00	
.01	.2534	.7466	.5068	.6366	.2534	.7466	4.99	
.02	.2536	.7465	.5071	.6365	.2535	.7464	.98	
.03	.2539	.7461	.5078	.6364	.2539	.7461	.97	
.04	.2543	.7457	.5086	.6362	.2543	.7457	.96	
5.05	6.2548	3.7450	2.5098	0.6360	6.2550	3.7452	4.95	
.06	.2555	.7444	.5111	.6358	.2556	.7445	.94	
.07	.2563	.7435	.5128	.6355	.2565	.7437	.93	
.08	.2572	.7425	.5147	.6351	.2575	.7428	.92	
.09	.2582	.7414	.5168	.6347	.2586	.7418	.91	
5.10	6.2593	3.7401	2.5192	0.6343	6.2599	3.7407	4.90	
.11	.2605	.7387	.5218	.6338	.2613	.7395	.89	
.12	.2618	.7371	.5247	.6333	.2629	.7382	.88	
.13	.2632	.7353	.5279	.6327	.2647	.7368	.87	
.14	.2647	.7334	.5313	.6321	.2666	.7353	.86	
5.15	6.2664	3.7314	2.5350	0.6314	6.2686	3.7336	4.85	
.16	.2681	.7292	.5389	.6307	.2708	.7319	.84	
.17	.2699	.7268	.5431	.6300	.2732	.7301	.83	
.18	.2718	.7242	.5476	.6292	.2758	.7282	.82	
.19	.2738	.7215	.5523	.6283	.2785	.7262	.81	
5.20	6.2759	3.7186	2.5573	0.6274	6.2814	3.7241	4.80	
.21	.2781	.7156	.5625	.6265	.2844	.7219	.79	
.22	.2804	.7124	.5680	.6255	.2876	.7196	.78	
.23	.2828	.7090	.5738	.6245	.2910	.7172	.77	
.24	.2853	.7054	.5799	.6234	.2946	.7147	.76	
5.25	6.2878	3.7016	2.5862	0.6223	6.2984	3.7122	4.75	
.26	.2905	.6977	.5928	.6211	.3023	.7095	.74	
.27	.2932	.6935	.5997	.6199	.3065	.7068	.73	
.28	.2960	.6892	.6068	.6187	.3108	.7040	.72	
.29	.2989	.6846	.6143	.6174	.3154	.7011	.71	
5.30	6.3018	3.6798	2.6220	0.6161	6.3202	3.6982	4.70	
.31	.3049	.6749	.6300	.6147	.3251	.6951	.69	
.32	.3080	.6697	.6383	.6133	.3303	.6920	.68	
.33	.3112	.6643	.6469	.6119	.3357	.6888	.67	
.34	.3145	.6587	.6558	.6104	.3413	.6855	.66	
5.35	6.3178	3.6528	2.6650	0.6088	6.3472	3.6822	4.65	
.36	.3213	.6469	.6744	.6072	.3531	.6787	.64	
.37	.3248	.6406	.6842	.6056	.3594	.6752	.63	
.38	.3283	.6340	.6943	.6040	.3660	.6717	.62	
.39	.3320	.6273	.7047	.6023	.3727	.6680	.61	
5.40	6.3357	3.6203	2.7154	0.6005	6.3797	3.6643	4.60	
.41	.3394	.6130	.7264	.5987	.3870	.6606	.59	
.42	.3433	.6055	.7378	.5969	.3945	.6567	.58	
.43	.3472	.5978	.7494	.5951	.4022	.6528	.57	
.44	.3512	.5898	.7614	.5932	.4102	.6488	.56	
			$1/Z$	$w = Z^2/PQ$	$Y + Q/Z$	$Y - P/Z$	$Y$	
			Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı	Maksimum Çalışma Probiti	Minimum Çalışma Probiti	Beklenen Probit	

Tablo III'ün devamı

Beklenen Probit	Maksimum Çalışma Probiti	Minimum Çalışma Probiti	Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı				
$Y$	$Y + Q/Z$	$Y - P/Z$	$1/Z$	$w = Z^2/PQ$				
5.45	6.3552	3.5815	2.7737	0.5912	6.4185	3.6448	4.55	
.46	.3593	.5729	.7864	.5893	.4271	.6407	.54	
.47	.3635	.5641	.7994	.5872	.4359	.6365	.53	
.48	.3677	.5550	.8127	.5852	.4450	.6323	.52	
.49	.3720	.5456	.8264	.5831	.4544	.6280	.51	
5.50	6.3764	3.5360	2.8404	0.5810	6.4640	3.6236	4.50	
.51	.3808	.5260	.8548	.5788	.4740	.6192	.49	
.52	.3852	.5157	.8695	.5766	.4843	.6148	.48	
.53	.3898	.5052	.8846	.5744	.4948	.6102	.47	
.54	.3944	.4943	.9001	.5722	.5057	.6056	.46	
5.55	6.3990	3.4831	2.9159	0.5699	6.5169	3.6010	4.45	
.56	.4037	.4715	.9322	.5675	.5285	.5963	.44	
.57	.4085	.4597	.9488	.5652	.5403	.5915	.43	
.58	.4133	.4475	.9658	.5628	.5525	.5867	.42	
.59	.4181	.4349	.9832	.5603	.5651	.5819	.41	
5.60	6.4230	3.4220	3.0010	0.5579	6.5780	3.5770	4.40	
.61	.4280	.4088	.0192	.5554	.5912	.5720	.39	
.62	.4330	.3952	.0378	.5529	.6048	.5670	.38	
.63	.4381	.3812	.0569	.5503	.6188	.5619	.37	
.64	.4432	.3669	.0763	.5477	.6331	.5568	.36	
5.65	6.4484	3.3522	3.0962	0.5451	6.6478	3.5516	4.35	
.66	.4536	.3370	.1166	.5425	.6630	.5464	.34	
.67	.4588	.3214	.1374	.5398	.6786	.5412	.33	
.68	.4641	.3055	.1586	.5371	.6945	.5359	.32	
.69	.4695	.2892	.1803	.5343	.7108	.5305	.31	
5.70	6.4749	3.2724	3.2025	0.5316	6.7276	3.5251	4.30	
.71	.4803	.2551	.2252	.5288	.7449	.5197	.29	
.72	.4858	.2375	.2483	.5260	.7625	.5142	.28	
.73	.4914	.2194	.2720	.5232	.7806	.5086	.27	
.74	.4969	.2008	.2961	.5203	.7992	.5031	.26	
5.75	6.5026	3.1819	3.3207	0.5174	6.8181	3.4974	4.25	
.76	.5082	.1623	.3459	.5145	.8377	.4918	.24	
.77	.5139	.1423	.3716	.5116	.8577	.4861	.23	
.78	.5197	.1219	.3978	.5086	.8781	.4803	.22	
.79	.5255	.1009	.4246	.5056	.8991	.4745	.21	
5.80	6.5313	3.0794	3.4519	0.5026	6.9206	3.4687	4.20	
.81	.5372	.0574	.4798	.4996	.9426	.4628	.19	
.82	.5431	.0348	.5083	.4965	.9652	.4569	.18	
.83	.5490	.0116	.5374	.4935	.9884	.4510	.17	
.84	.5550	2.9880	.5670	.4904	7.0120	.4450	.16	
5.85	6.5611	2.9638	3.5973	0.4873	7.0362	3.4389	4.15	
.86	.5671	.9389	.6282	.4841	.0611	.4329	.14	
.87	.5732	.9135	.6597	.4810	.0865	.4268	.13	
.88	.5794	.8875	.6919	.4778	.1125	.4206	.12	
.89	.5855	.8608	.7247	.4746	.1392	.4145	.11	
			$1/Z$	$w = Z^2/PQ$	$Y + Q/Z$	$Y - P/Z$	$Y$	
			Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı	Maksimum Çalışma Probiti	Minimum Çalışma Probiti	Beklenen Probit	

Tablo III'ün devamı

Beklenen Probit	Maksimum Çalışma Probiti	Minimum Çalışma Probiti	Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı			
$Y$	$Y + Q/Z$	$Y - P/Z$	$1/Z$	$w = Z^2/PQ$			
5.90	6.5917	2.8335	3.7582	0.4714	7.1665	3.4083	4.10
.91	6.5980	.8056	.7924	.4682	.1944	.4020	4.09
.92	6.6043	.7771	.8272	.4650	.2229	.3957	4.08
.93	6.6106	.7478	.8628	.4617	.2522	.3894	4.07
.94	6.6169	.7178	.8991	.4585	.2822	.3831	4.06
5.95	6.6233	2.6872	3.9361	0.4552	7.3128	3.3767	4.05
.96	6.6297	.6558	.9739	.4519	.3442	.3703	4.04
.97	6.6362	.6238	4.0124	.4486	.3762	.3638	4.03
.98	6.6426	.5909	.0517	.4453	.4091	.3574	4.02
.99	6.6491	.5573	.0918	.4420	.4427	.3509	4.01
6.00	6.6557	2.5230	4.1327	0.4386	7.4770	3.3443	4.00
.01	6.6623	.4878	.1745	.4353	.5122	.3377	3.99
.02	6.6689	.4518	.2171	.4319	.5482	.3311	.98
.03	6.6755	.4150	.2605	.4285	.5850	.3245	.97
.04	6.6822	.3774	.3048	.4252	.6226	.3178	.96
6.05	6.6888	2.3387	4.3501	0.4218	7.6613	3.3112	3.95
.06	6.6956	.2994	.3962	.4184	.7006	.3044	.94
.07	6.7023	.2590	.4433	.4150	.7410	.2977	.93
.08	6.7091	.2178	.4913	.4116	.7822	.2909	.92
.09	6.7159	.1756	.5403	.4082	.8244	.2841	.91
6.10	6.7227	2.1324	4.5903	0.4047	7.8676	3.2773	3.90
.11	6.7296	.0883	.6413	.4013	.9117^	.2704	.89
.12	6.7365	.0432	.6933	.3979	.9568	.2635	.88
.13	6.7434	1.9970	.7464	.3944	8.0030	.2566	.87
.14	6.7504	.9498	.8006	.3910	.0502	.2496	.86
6.15	6.7573	1.9014	4.8559	0.3876	8.0986	3.2427	3.85
.16	6.7643	.8520	.9123	.3841	.1480	.2357	.84
.17	6.7714	.8016	.9698	.3807	.1984	.2286	.83
.18	6.7784	.7498	5.0286	.3772	.2502	.2216	.82
.19	6.7855	.6970	.0885	.3738	.3030	.2145	.81
6.20	6.7926	1.6429	5.1497	0.3703	8.3571	3.2074	3.80
.21	6.7997	.5876	.2121	.3669	.4124	.2003	.79
.22	6.8068	.5310	.2758	.3634	.4690	.1932	.78
.23	6.8140	.4731	.3409	.3600	.5269	.1860	.77
.24	6.8212	.4140	.4072	.3565	.5860	.1788	.76
6.25	6.8284	1.3534	5.4750	0.3531	8.6466	3.1716	3.75
.26	6.8357	.2916	.5441	.3496	.7084	.1643	.74
.27	6.8429	.2282	.6147	.3462	.7718	.1571	.73
.28	6.8502	.1635	.6867	.3428	.8365	.1498	.72
.29	6.8575	.0972	.7603	.3393	.9028	.1425	.71
6.30	6.8649	1.0295	5.8354	0.3359	8.9705	3.1351	3.70
.31	6.8722	0.9602	.9120	.3325	9.0398	.1278	.69
.32	6.8796	.8893	.9903	.3291	.1107	.1204	.68
.33	6.8870	.8168	6.0702	.3256	.1832	.1130	.67
.34	6.8944	.7426	.1518	.3222	.2574	.1056	.66
			$1/Z$	$w = Z^2/PQ$	$Y + Q/Z$	$Y - P/Z$	$Y$
			Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı	Maksimum Çalışma Probiti	Minimum Çalışma Probiti	Beklenen Probit

Tablo III'ün devamı

Beklenen Probit	Maksimum Çalışma Probiti	Minimum Çalışma Probiti	Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı			
$Y$	$Y + Q/Z$	$Y - P/Z$	$1/Z$	$w = Z^2/PQ$			
6.35	6.9019	0.6668	6.2351	0.3188	9.3332	3.0981	3.65
.36	.9093	.5892	.3201	.3155	.4108	.0907	.64
.37	.9168	.5098	.4070	.3121	.4902	.0832	.63
.38	.9243	.4286	.4957	.3087	.5714	.0757	.62
.39	.9318	.3455	.5863	.3053	.6545	.0682	.61
6.40	6.9394	0.2606	6.6788	0.3020	9.7394	3.0606	3.60
.41	.9469	.1736	.7733	.2986	.8264	.0531	.59
.42	.9545	.0847	.8698	.2953	.9153	.0455	.58
.43	6.9621		.9684	.2920		.0379	.57
.44	6.9697		7.0691	.2887		.0303	.56
6.45	6.9774		7.1720	0.2854		3.0226	3.55
.46	6.9850		.2771	.2821		.0150	.54
.47	6.9927		.3845	.2788		3.0073	.53
.48	7.0004		.4943	.2756		2.9996	.52
.49	.0081		.6064	.2723		.9919	.51
6.50	7.0158		7.7210	0.2691		2.9842	3.50
.51	.0236		.8380	.2658		.9764	.49
.52	.0313		.9577	.2626		.9687	.48
.53	.0391		8.0800	.2594		.9609	.47
.54	.0469		.2050	.2563		.9531	.46
6.55	7.0547		8.3327	0.2531		2.9453	3.45
.56	.0625		.4633	.2500		.9375	.44
.57	.0704		.5968	.2468		.9296	.43
.58	.0783		.7333	.2437		.9217	.42
.59	.0861		.8728	.2406		.9139	.41
6.60	7.0940		9.0154	0.2375		2.9060	3.40
.61	.1020		.1613	.2345		.8980	.39
.62	.1099		.3105	.2314		.8901	.38
.63	.1178		.4630	.2284		.8822	.37
.64	.1258		.6190	.2254		.8742	.36
6.65	7.1338		9.7785	0.2224		2.3662	3.35
.66	.1417		.9417	.2194		.8583	.34
.67	.1498		10.1086	.2165		.8502	.33
.68	.1578		.2794	.2135		.8422	.32
.69	.1658		.4540	.2106		.8342	.31
6.70	7.1739		10.6327	0.2077		2.8261	3.30
.71	.1819		.8156	.2049		.8181	.29
.72	.1900		11.0027	.2020		.8100	.28
.73	.1981		.1941	.1992		.8019	.27
.74	.2062		.3900	.1964		.7938	.26
6.75	7.2143		11.5905	0.1936		2.7857	3.25
.76	.2224		.7957	.1908		.7776	.24
.77	.2306		12.0058	.1881		.7694	.23
.78	.2387		.2208	.1853		.7613	.22
.79	.2469		.4409	.1826		.7531	.21
			$1/Z$	$w = Z^2/PQ$	$Y + Q/Z$	$Y - P/Z$	$Y$
			Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı	Maksimum Çalışma Probiti	Minimum Çalışma Probiti	Beklenen Probit

Tablo III'ün devamı

Beklenen Probit	Maksimum Çalışma Probiti	Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı		
$Y$	$Y + Q/Z$	$1/Z$	$w = Z^2/PQ$		
6.80	7.2551	12.6662	0.1799	2.7449	3.20
.81	.2633	.8969	.1773	.7367	.19
.82	.2715	13.1331	.1746	.7285	.18
.83	.2797	.3750	.1720	.7203	.17
.84	.2880	.6227	.1694	.7120	.16
6.85	7.2962	13.8764	0.1669	2.7038	3.15
.86	.3045	14.1362	.1643	.6955	.14
.87	.3128	.4023	.1618	.6872	.13
.88	.3210	.6749	.1593	.6790	.12
.89	.3293	.9541	.1568	.6707	.11
6.90	7.3376	15.2402	0.1544	2.6624	3.10
.91	.3460	.5333	.1519	.6540	.09
.92	.3543	.8337	.1495	.6457	.08
.93	.3626	16.1414	.1471	.6374	.07
.94	.3710	.4568	.1448	.6290	.06
6.95	7.3794	16.7800	0.1424	2.6206	3.05
.96	.3877	17.1113	.1401	.6123	.04
.97	.3961	.4509	.1378	.6039	.03
.98	.4045	.7989	.1356	.5955	.02
.99	.4129	18.1558	.1333	.5871	.01
7.00	7.4214	18.5216	0.1311	2.5786	3.00
.01	.4298	.8967	.1289	.5702	.99
.02	.4382	19.2814	.1268	.5618	.98
.03	.4467	.6758	.1246	.5533	.97
.04	.4552	20.0803	.1225	.5448	.96
7.05	7.4636	20.4952	0.1204	2.5364	2.95
.06	.4721	.9207	.1183	.5279	.94
.07	.4806	21.3572	.1163	.5194	.93
.08	.4891	.8050	.1142	.5109	.92
.09	.4976	22.2644	.1122	.5024	.91
7.10	7.5062	22.7357	0.1103	2.4938	2.90
.11	.5147	23.2194	.1083	.4853	.89
.12	.5232	23.7157	.1064	.4768	.88
.13	.5318	24.2251	.1045	.4682	.87
.14	.5404	.7478	.1026	.4596	.86
7.15	7.5489	25.2844	0.1007	2.4511	2.85
.16	.5575	.8352	.0989	.4425	.84
.17	.5661	26.4006	.0971	.4339	.83
.18	.5747	.9812	.0953	.4253	.82
.19	.5833	27.5772	.0935	.4167	.81
7.20	7.5919	28.1892	0.0918	2.4081	2.80
.21	.6006	.8177	.0901	.3994	.79
.22	.6092	29.4631	.0884	.3908	.78
.23	.6178	30.1260	.0867	.3822	.77
.24	.6265	.8069	.0851	.3735	.76
		$1/Z$	$w = Z^2/PQ$	$Y - P/Z$	$Y$
		Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı	Minimum Çalışma Probiti	Beklenen Probit

Tablo III'ün devamı

Beklenen Probit	Maksimum Çalışma Probiti	Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı			
$Y$	$Y + Q/Z$	$1/Z$	$w = Z^2/PQ$			
7.25	7.6351	31.5063	0.0834	2.3649	2.75	
.26	.6433	32.2249	.0818	.3562	.74	
.27	.6525	.9631	.0802	.3475	.73	
.28	.6612	33.7216	.0787	.3388	.72	
.29	.6699	34.5010	.0771	.3301	.71	
7.30	7.6786	35.3020	0.0756	2.3214	2.70	
.31	.6873	36.1251	.0741	.3127	.69	
.32	.6960	.9712	.0727	.3040	.68	
.33	.7047	37.8408	.0712	.2953	.67	
.34	.7135	38.7348	.0698	.2865	.66	
7.35	7.7222	39.6539	0.0684	2.2778	2.65	
.36	.7310	40.5988	.0671	.2690	.64	
.37	.7397	41.5704	.0656	.2603	.63	
.38	.7485	42.5695	.0643	.2515	.62	
.39	.7573	43.5970	.0630	.2427	.61	
7.40	7.7661	44.6538	0.0617	2.2339	2.60	
.41	.7748	45.7407	.0604	.2252	.59	
.42	.7836	46.8588	.0591	.2164	.58	
.43	.7924	48.0090	.0579	.2076	.57	
.44	.8013	49.1924	.0567	.1987	.56	
7.45	7.8101	50.4099	0.0555	2.1899	2.53	
.46	.8189	51.6628	.0543	.1811	.54	
.47	.8277	52.9521	.0532	.1723	.53	
.48	.8366	54.2791	.0520	.1634	.52	
.49	.8454	55.6448	.0509	.1546	.51	
7.50	7.8543	57.0506	0.0498	2.1457	2.50	
.51	.8631	58.4978	.0487	.1369	.49	
.52	.8720	59.9876	.0476	.1280	.48	
.53	.8809	61.5216	.0466	.1191	.47	
.54	.8897	63.1011	.0456	.1103	.46	
7.55	7.8986	64.7277	0.0446	2.1014	2.45	
.56	.9075	66.4028	.0436	.0925	.44	
.57	.9164	68.1280	.0426	.0836	.43	
.58	.9253	69.9051	.0416	.0747	.42	
.59	.9342	71.7357	.0407	.0658	.41	
7.60	7.9432	73.6216	0.0398	2.0568	2.40	
.61	.9521	75.5646	.0389	.0479	.39	
.62	.9610	77.5667	.0380	.0390	.38	
.63	.9700	79.6298	.0371	.0300	.37	
.64	.9789	81.7559	.0362	.0211	.36	
7.65	7.9879	83.9472	0.0354	2.0121	2.35	
.66	.9968	86.2059	.0346	.0032	.34	
.67	8.0058	88.5342	.0338	1.9942	.33	
.68	.0147	90.9344	.0330	.9853	.32	
.69	.0237	93.4091	.0322	.9763	.31	
		$1/Z$	$w = Z^2/PQ$	$Y - P/Z$	$Y$	
		Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı	Minimum Çalışma Probiti	Beklenen Probit	

Tablo III'ün devamı

Beklenen Probit	Maksimum Çalışma Probiti	Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı			
$Y$	$Y + Q/Z$	$1/Z$	$w = Z^2/PQ$			
7.70	8.0327	95.9607	0.0314	1.9673	2.30	
.71	.0417	98.5918	.0307	.9583	.29	
.72	.0507	101.3053	.0300	.9493	.28	
.73	.0597	104.1038	.0292	.9403	.27	
.74	.0687	106.9903	.0285	.9313	.26	
7.75	8.0777	109.9679	0.0278	1.9223	2.25	
.76	.0867	113.0396	.0272	.9133	.24	
.77	.0957	116.2088	.0265	.9043	.23	
.78	.1047	119.4788	.0258	.8953	.22	
.79	.1138	122.8530	.0252	.8862	.21	
7.80	8.1228	126.3352	0.0246	1.8772	2.20	
.81	.1318	129.9290	.0240	.8682	.19	
.82	.1409	133.6385	.0234	.8591	.18	
.83	.1499	137.4676	.0228	.8501	.17	
.84	.1590	141.4206	.0222	.8410	.16	
7.85	8.1681	145.5018	0.0217	1.8319	2.15	
.86	.1771	149.7158	.0211	.8229	.14	
.87	.1862	154.0671	.0206	.8138	.13	
.88	.1953	158.5609	.0200	.8047	.12	
.89	.2044	163.2020	.0195	.7956	.11	
7.90	8.2134	167.9957	0.0190	1.7866	2.10	
.91	.2225	172.9476	.0185	.7775	.09	
.92	.2316	178.0632	.0181	.7684	.08	
.93	.2407	183.3485	.0176	.7593	.07	
.94	.2498	188.8095	.0171	.7502	.06	
7.95	8.2590	194.4526	0.0167	1.7410	2.05	
.96	.2681	200.2844	.0162	.7319	.04	
.97	.2772	206.3118	.0158	.7228	.03	
.98	.2863	212.5418	.0154	.7137	.02	
.99	.2955	218.9818	.0150	.7045	.01	
8.00	8.3046	225.6395	0.0146	1.6954	2.00	
.01	.3137	232.5229	.0142	.6863	1.99	
.02	.3229	239.6402	.0138	.6771	.98	
.03	.3320	247.0000	.0134	.6680	.97	
.04	.3412	254.6114	.0131	.6588	.96	
8.05	8.3503	262.4836	0.0127	1.6497	1.95	
.06	.3595	270.6262	.0124	.6405	.94	
.07	.3687	279.0493	.0120	.6313	.93	
.08	.3778	287.7634	.0117	.6222	.92	
.09	.3870	296.7792	.0114	.6130	.91	
8.10	8.3962	306.1082	0.0110	1.6038	1.90	
.11	.4054	315.7619	.0107	.5946	.89	
.12	.4146	325.7527	.0104	.5854	.88	
.13	.4238	336.0932	.0101	.5762	.87	
.14	.4330	346.7966	.0099	.5670	.86	
		$1/Z$	$w = Z^2/PQ$	$Y - P/Z$	$Y$	
		Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı	Minimum Çalışma Probiti	Beklenen Probit	



Tablo III'ün devamı

Beklenen Probit	Maksimum Çalışma Probiti	Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı			
$Y$	$Y + Q/Z$	$1/Z$	$w = Z^2/PQ$			
8.15	8.4422	357.8732	0.0096	1.5578	1.85	
.16	.4514	369.3477	.0093	.5486	.84	
.17	.4606	381.2245	.0090	.5394	.83	
.18	.4698	393.5226	.0088	.5302	.82	
.19	.4790	406.2580	.0085	.5210	.81	
8.20	8.4882	419.4476	0.0083	1.5118	1.80	
.21	.4974	433.1086	.0080	.5026	.79	
.22	.5067	447.2593	.0078	.4933	.78	
.23	.5159	461.9185	.0076	.4841	.77	
.24	.5251	477.1059	.0074	.4749	.76	
8.25	8.5344	492.8419	0.0071	1.4656	1.75	
.26	.5436	509.1479	.0069	.4564	.74	
.27	.5529	526.0459	.0067	.4471	.73	
.28	.5621	543.5592	.0065	.4379	.72	
.29	.5714	561.7116	.0063	.4286	.71	
8.30	8.5806	580.5283	0.0061	1.4194	1.70	
.31	.5899	600.0353	.0060	.4101	.69	
.32	.5992	620.2599	.0058	.4008	.68	
.33	.6084	641.2302	.0056	.3916	.67	
.34	.6177	662.9758	.0054	.3823	.66	
8.35	8.6270	685.5274	0.0053	1.3730	1.65	
.36	.6363	708.9171	.0051	.3637	.64	
.37	.6456	733.1780	.0050	.3544	.63	
.38	.6548	758.3451	.0048	.3452	.62	
.39	.6641	784.4545	.0047	.3359	.61	
8.40	8.6734	811.5439	0.0045	1.3266	1.60	
.41	.6827	839.6528	.0044	.3173	.59	
.42	.6920	868.8222	.0042	.3080	.58	
.43	.7013	899.0948	.0041	.2987	.57	
.44	.7106	930.5153	.0040	.2894	.56	
8.45	8.7200	963.1301	0.0038	1.2800	1.53	
.46	.7293	996.9878	.0037	.2707	.54	
.47	.7386	1032.1389	.0036	.2614	.53	
.48	.7479	1068.6362	.0035	.2521	.52	
.49	.7572	1106.5347	.0034	.2428	.51	
8.50	8.7666	1145.8919	0.0033	1.2334	1.50	
.51	.7759	1186.7675	.0032	.2241	.49	
.52	.7852	1229.2242	.0031	.2148	.48	
.53	.7946	1273.3271	.0030	.2054	.47	
.54	.8039	1319.1443	.0029	.1961	.46	
8.55	8.8133	1366.7467	0.0028	1.1867	1.45	
.56	.8226	1416.2085	.0027	.1774	.44	
.57	.8320	1467.6071	.0026	.1680	.43	
.58	.8413	1521.0232	.0025	.1587	.42	
.59	.8507	1576.5411	.0024	.1493	.41	
		$1/Z$	$w = Z^2/PQ$	$Y - P/Z$	$Y$	
		Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı	Minimum Çalışma Probiti	Beklenen Probit	

Tablo III'ün devamı

Beklenen Probit	Maksimum Çalışma Probiti	Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı		
$Y$	$Y + Q/Z$	$1/Z$	$w = Z^2/PQ$		
8.60	8.8600	1634.2488	0.0024	1.1400	1.40
.61	.8694	1694.2383	.0023	.1306	.39
.62	.8788	1756.6055	.0022	.1212	.38
.63	.8881	1821.4507	.0021	.1119	.37
.64	.8975	1888.8785	.0021	.1025	.36
8.65	8.9069	1958.9983	0.0020	1.0931	1.35
.66	.9162	2031.9243	.0019	.0838	.34
.67	.9256	2107.7758	.0019	.0744	.33
.68	.9350	2186.6775	.0018	.0650	.32
.69	.9444	2268.7596	.0017	.0556	.31
8.70	8.9538	2354.1583	0.0017	1.0462	1.30
.71	.9632	2443.0158	.0016	.0368	.29
.72	.9726	2535.4807	.0016	.0274	.28
.73	.9820	2631.7085	.0015	.0180	.27
.74	.9914	2731.8615	.0015	.0086	.26
8.75	9.0008	2836.1096	0.0014	0.9992	1.25
.76	.0102	2944.6302	.0014	.9898	.24
.77	.0196	3057.6091	.0013	.9804	.23
.78	.0290	3175.2401	.0013	.9710	.22
.79	.0384	3297.7264	.0012	.9616	.21
8.80	9.0478	3425.2801	0.0012	0.9522	1.20
.81	.0572	3558.1233	.0011	.9428	.19
.82	.0667	3696.4883	.0011	.9333	.18
.83	.0761	3840.6179	.0011	.9239	.17
.84	.0855	3990.7662	.0010	.9145	.16
8.85	9.0949	4147.1994	0.0010	0.9051	1.15
.86	.1044	4310.1955	.0010	.8956	.14
.87	.1138	4480.0457	.0009	.8862	.13
.88	.1232	4657.0549	.0009	.8768	.12
.89	.1327	4841.5419	.0009	.8673	.11
8.90	9.1421	5033.8407	0.0008	0.8579	1.10
.91	.1516	5234.3007	.0008	.8484	.09
.92	.1610	5443.2878	.0008	.8390	.08
.93	.1704	5661.1851	.0007	.8296	.07
.94	.1799	5888.3938	.0007	.8201	.06
8.95	9.1894	6125.3338	0.0007	0.8106	1.05
.96	.1988	6372.4452	.0007	.8012	.04
.97	.2083	6630.1886	.0006	.7917	.03
.98	.2177	6899.0468	.0006	.7823	.02
.99	.2272	7179.5252	.0006	.7728	.01
9.00	9.2367	7472.1536	0.0006	0.7633	1.00
		$1/Z$	$w = Z^2/PQ$	$Y - P/Z$	$Y$
		Aralık	Ağırlıklandırma Katsayısı	Minimum Çalışma Probiti	Beklenen Probit



Tablo IV'ün devamı

% Ölüm	$Y = 3.0 - 3.9, \text{Ölüm } \%0 - \%50$									
	Beklenen Probitler ( $Y$ )									
	3.0	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6	3.7	3.8	3.9
00	2.579	2.662	2.745	2.826	2.906	2.984	3.061	3.135	3.207	3.277
01	2.764	2.815	2.872	2.932	2.996	3.061	3.127	3.193	3.259	3.323
02	2.949	2.967	2.998	3.039	3.086	3.139	3.194	3.252	3.310	3.369
03	3.134	3.120	3.125	3.145	3.176	3.216	3.261	3.310	3.362	3.415
04	3.319	3.272	3.252	3.251	3.267	3.293	3.328	3.369	3.413	3.461
05	3.505	3.424	3.378	3.358	3.357	3.370	3.395	3.427	3.465	3.507
06	3.690	3.577	3.505	3.464	3.447	3.447	3.461	3.485	3.516	3.553
07	3.875	3.729	3.632	3.570	3.537	3.525	3.528	3.544	3.568	3.599
08	4.060	3.882	3.758	3.677	3.627	3.602	3.595	3.602	3.619	3.645
09	4.246	4.034	3.885	3.783	3.717	3.679	3.662	3.660	3.671	3.690
10	4.431	4.186	4.012	3.889	3.808	3.756	3.728	3.719	3.722	3.736
11	4.616	4.339	4.138	3.996	3.898	3.834	3.795	3.777	3.774	3.782
12	4.801	4.491	4.265	4.102	3.988	3.911	3.862	3.835	3.825	3.828
13	4.986	4.644	4.391	4.208	4.078	3.988	3.929	3.894	3.877	3.874
14	5.172	4.796	4.518	4.315	4.168	4.065	3.996	3.952	3.928	3.920
15	5.357	4.948	4.645	4.421	4.258	4.142	4.062	4.010	3.980	3.966
16	5.542	5.101	4.771	4.527	4.348	4.220	4.129	4.069	4.031	4.012
17	5.727	5.253	4.898	4.634	4.439	4.297	4.196	4.127	4.083	4.058
18	5.913	5.406	5.025	4.740	4.529	4.374	4.263	4.185	4.134	4.104
19	6.098	5.558	5.151	4.846	4.619	4.451	4.330	4.244	4.186	4.149
20	6.283	5.710	5.278	4.953	4.709	4.528	4.396	4.302	4.237	4.195
21	6.468	5.863	5.405	5.059	4.799	4.606	4.463	4.361	4.289	4.241
22	6.653	6.015	5.531	5.165	4.889	4.683	4.530	4.419	4.340	4.287
23	6.839	6.168	5.658	5.272	4.979	4.760	4.597	4.477	4.392	4.333
24	7.024	6.320	5.785	5.378	5.070	4.837	4.664	4.536	4.443	4.379
25	7.209	6.472	5.911	5.484	5.160	4.914	4.730	4.594	4.495	4.425
26	7.394	6.625	6.038	5.591	5.250	4.992	4.797	4.652	4.546	4.471
27	7.580	6.777	6.165	5.697	5.340	5.069	4.864	4.711	4.598	4.517
28	7.765	6.930	6.291	5.803	5.430	5.146	4.931	4.769	4.649	4.563
29	7.950	7.082	6.418	5.910	5.520	5.223	4.997	4.827	4.701	4.608
30	8.135	7.234	6.545	6.016	5.611	5.301	5.064	4.886	4.752	4.654
31	8.320	7.387	6.671	6.122	5.701	5.378	5.131	4.944	4.804	4.700
32	8.506	7.539	6.798	6.229	5.791	5.455	5.198	5.002	4.855	4.746
33	8.691	7.692	6.925	6.335	5.881	5.532	5.265	5.061	4.907	4.792
34	8.876	7.844	7.051	6.441	5.971	5.609	5.331	5.119	4.958	4.838
35	9.061	7.996	7.178	6.548	6.061	5.687	5.398	5.177	5.010	4.884
36	9.247	8.149	7.305	6.654	6.151	5.764	5.465	5.236	5.061	4.930
37	9.432	8.301	7.431	6.760	6.242	5.841	5.532	5.294	5.113	4.976
38	9.617	8.454	7.558	6.867	6.332	5.918	5.599	5.353	5.164	5.022
39	9.802	8.606	7.685	6.973	6.422	5.995	5.665	5.411	5.216	5.068
40	9.987	8.758	7.811	7.079	6.512	6.073	5.732	5.469	5.267	5.113
41	-	8.911	7.938	7.186	6.602	6.150	5.799	5.528	5.319	5.159
42	-	9.063	8.065	7.292	6.692	6.227	5.866	5.586	5.370	5.205
43	-	9.216	8.191	7.398	6.782	6.304	5.932	5.644	5.422	5.251
44	-	9.368	8.318	7.505	6.873	6.381	5.999	5.703	5.473	5.297
45	-	9.520	8.445	7.611	6.963	6.459	6.066	5.761	5.525	5.343
46	-	9.673	8.571	7.717	7.053	6.536	6.133	5.819	5.576	5.389
47	-	9.825	8.698	7.824	7.143	6.613	6.200	5.878	5.628	5.435
48	-	9.978	8.825	7.930	7.233	6.690	6.266	5.936	5.679	5.481
49	-	-	8.951	8.036	7.323	6.767	6.333	5.994	5.731	5.527
50	-	-	9.078	8.143	7.414	6.845	6.400	6.053	5.782	5.572

Tablo IV'ün devamı

% Ölüm	$Y = 3.0 - 3.9$ , Ölüm %51 - %100									
	Beklenen Probitler ( $Y$ )									
	3.0	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6	3.7	3.8	3.9
51	-	-	9.205	8.249	7.504	6.922	6.467	6.111	5.834	5.618
52	-	-	9.331	8.355	7.594	6.999	6.534	6.170	5.885	5.664
53	-	-	9.458	8.462	7.684	7.076	6.600	6.228	5.937	5.710
54	-	-	9.585	8.568	7.774	7.154	6.667	6.286	5.988	5.756
55	-	-	9.711	8.674	7.864	7.231	6.734	6.345	6.040	5.802
56	-	-	9.838	8.781	7.954	7.308	6.801	6.403	6.091	5.848
57	-	-	9.965	8.887	8.045	7.385	6.868	6.461	6.143	5.894
58	-	-	-	8.993	8.135	7.462	6.934	6.520	6.194	5.940
59	-	-	-	9.100	8.225	7.540	7.001	6.578	6.246	5.986
60	-	-	-	9.206	8.315	7.617	7.068	6.636	6.297	6.031
61	-	-	-	9.312	8.405	7.694	7.135	6.695	6.349	6.077
62	-	-	-	9.419	8.495	7.771	7.201	6.753	6.400	6.123
63	-	-	-	9.525	8.585	7.848	7.268	6.811	6.452	6.169
64	-	-	-	9.631	8.676	7.926	7.335	6.870	6.503	6.215
65	-	-	-	9.738	8.766	8.003	7.402	6.928	6.555	6.261
66	-	-	-	9.844	8.856	8.080	7.469	6.986	6.606	6.307
67	-	-	-	9.950	8.946	8.157	7.535	7.045	6.658	6.353
68	-	-	-	-	9.036	8.234	7.602	7.103	6.709	6.399
69	-	-	-	-	9.126	8.312	7.669	7.162	6.761	6.445
70	-	-	-	-	9.217	8.389	7.736	7.220	6.812	6.491
71	-	-	-	-	9.307	8.466	7.803	7.278	6.864	6.536
72	-	-	-	-	9.397	8.543	7.869	7.337	6.915	6.582
73	-	-	-	-	9.487	8.621	7.936	7.395	6.967	6.628
74	-	-	-	-	9.577	8.698	8.003	7.453	7.018	6.674
75	-	-	-	-	9.667	8.775	8.070	7.512	7.070	6.720
76	-	-	-	-	9.757	8.852	8.136	7.570	7.121	6.766
77	-	-	-	-	9.848	8.929	8.203	7.628	7.173	6.812
78	-	-	-	-	9.938	9.007	8.270	7.687	7.224	6.858
79	-	-	-	-	-	9.084	8.337	7.745	7.276	6.904
80	-	-	-	-	-	9.161	8.404	7.803	7.327	6.950
81	-	-	-	-	-	9.238	8.470	7.862	7.379	6.995
82	-	-	-	-	-	9.315	8.537	7.920	7.430	7.041
83	-	-	-	-	-	9.393	8.604	7.978	7.482	7.087
84	-	-	-	-	-	9.470	8.671	8.037	7.533	7.133
85	-	-	-	-	-	9.547	8.738	8.095	7.585	7.179
86	-	-	-	-	-	9.624	8.804	8.154	7.636	7.225
87	-	-	-	-	-	9.701	8.871	8.212	7.688	7.271
88	-	-	-	-	-	9.779	8.938	8.270	7.739	7.317
89	-	-	-	-	-	9.856	9.005	8.329	7.791	7.363
90	-	-	-	-	-	9.933	9.072	8.387	7.842	7.409
91	-	-	-	-	-	-	9.138	8.445	7.894	7.454
92	-	-	-	-	-	-	9.205	8.504	7.945	7.500
93	-	-	-	-	-	-	9.272	8.562	7.997	7.546
94	-	-	-	-	-	-	9.339	8.620	8.048	7.592
95	-	-	-	-	-	-	9.405	8.679	8.100	7.638
96	-	-	-	-	-	-	9.472	8.737	8.151	7.684
97	-	-	-	-	-	-	9.539	8.795	8.203	7.730
98	-	-	-	-	-	-	9.606	8.854	8.254	7.776
99	-	-	-	-	-	-	9.673	8.912	8.306	7.822
100	-	-	-	-	-	-	9.739	8.971	8.357	7.868

Tablo IV'ün devamı

% Ölüm	$Y = 4.0 - 4.9, \text{Ölüm \%}0 - \%50$									
	Beklenen Probitler ( $Y$ )									
	4.0	4.1	4.2	4.3	4.4	4.5	4.6	4.7	4.8	4.9
00	3.344	3.408	3.469	3.525	3.577	3.624	3.664	3.698	3.724	3.741
01	3.386	3.446	3.503	3.557	3.607	3.652	3.691	3.724	3.750	3.766
02	3.427	3.483	3.538	3.589	3.637	3.680	3.719	3.751	3.775	3.791
03	3.468	3.521	3.572	3.621	3.667	3.709	3.746	3.777	3.801	3.816
04	3.510	3.559	3.607	3.653	3.697	3.737	3.773	3.803	3.826	3.841
05	3.551	3.596	3.641	3.685	3.727	3.766	3.800	3.829	3.852	3.867
06	3.592	3.634	3.676	3.717	3.757	3.794	3.827	3.856	3.878	3.892
07	3.634	3.671	3.710	3.749	3.787	3.822	3.854	3.882	3.903	3.917
08	3.675	3.709	3.745	3.781	3.817	3.851	3.882	3.908	3.929	3.942
09	3.716	3.747	3.779	3.813	3.847	3.879	3.909	3.934	3.954	3.967
10	3.758	3.784	3.814	3.845	3.877	3.908	3.936	3.960	3.980	3.993
11	3.799	3.822	3.848	3.877	3.907	3.936	3.963	3.987	4.005	4.018
12	3.840	3.859	3.883	3.909	3.937	3.964	3.990	4.013	4.031	4.043
13	3.882	3.897	3.917	3.941	3.967	3.993	4.017	4.039	4.057	4.068
14	3.923	3.934	3.952	3.973	3.997	4.021	4.044	4.065	4.082	4.093
15	3.964	3.972	3.986	4.005	4.027	4.050	4.072	4.092	4.108	4.119
16	4.006	4.010	4.021	4.038	4.057	4.078	4.099	4.118	4.133	4.144
17	4.047	4.047	4.056	4.070	4.087	4.106	4.126	4.144	4.159	4.169
18	4.088	4.085	4.090	4.102	4.117	4.135	4.153	4.170	4.184	4.194
19	4.130	4.122	4.125	4.134	4.147	4.163	4.180	4.196	4.210	4.219
20	4.171	4.160	4.159	4.166	4.177	4.192	4.207	4.223	4.236	4.245
21	4.212	4.198	4.194	4.198	4.207	4.220	4.235	4.249	4.261	4.270
22	4.253	4.235	4.228	4.230	4.237	4.248	4.262	4.275	4.287	4.295
23	4.295	4.273	4.263	4.262	4.267	4.277	4.289	4.301	4.312	4.320
24	4.336	4.310	4.297	4.294	4.297	4.305	4.316	4.327	4.338	4.345
25	4.377	4.348	4.332	4.326	4.327	4.334	4.343	4.354	4.363	4.371
26	4.419	4.385	4.366	4.358	4.357	4.362	4.370	4.380	4.389	4.396
27	4.460	4.423	4.401	4.390	4.387	4.391	4.397	4.406	4.415	4.421
28	4.501	4.461	4.435	4.422	4.417	4.419	4.425	4.432	4.440	4.446
29	4.543	4.498	4.470	4.454	4.447	4.447	4.452	4.459	4.466	4.471
30	4.584	4.536	4.504	4.486	4.477	4.476	4.479	4.485	4.491	4.496
31	4.625	4.573	4.539	4.518	4.507	4.504	4.506	4.511	4.517	4.522
32	4.667	4.611	4.573	4.550	4.537	4.533	4.533	4.537	4.542	4.547
33	4.708	4.649	4.608	4.582	4.567	4.561	4.560	4.563	4.568	4.572
34	4.749	4.686	4.642	4.614	4.597	4.589	4.588	4.590	4.594	4.597
35	4.791	4.724	4.677	4.646	4.627	4.618	4.615	4.616	4.619	4.622
36	4.832	4.761	4.711	4.678	4.657	4.646	4.642	4.642	4.645	4.648
37	4.873	4.799	4.746	4.710	4.687	4.675	4.669	4.668	4.670	4.673
38	4.915	4.836	4.780	4.742	4.717	4.703	4.696	4.695	4.696	4.698
39	4.956	4.874	4.815	4.774	4.747	4.731	4.723	4.721	4.721	4.723
40	4.997	4.912	4.849	4.806	4.777	4.760	4.750	4.747	4.747	4.748
41	5.039	4.949	4.884	4.838	4.807	4.788	4.778	4.773	4.773	4.774
42	5.080	4.987	4.918	4.870	4.837	4.817	4.805	4.799	4.798	4.799
43	5.121	5.024	4.953	4.902	4.867	4.845	4.832	4.826	4.824	4.824
44	5.163	5.062	4.988	4.934	4.897	4.873	4.859	4.852	4.849	4.849
45	5.204	5.099	5.022	4.966	4.927	4.902	4.886	4.878	4.875	4.874
46	5.245	5.137	5.057	4.998	4.957	4.930	4.913	4.904	4.900	4.900
47	5.287	5.175	5.091	5.030	4.987	4.959	4.941	4.931	4.926	4.925
48	5.328	5.212	5.126	5.062	5.017	4.987	4.968	4.957	4.952	4.950
49	5.369	5.250	5.160	5.094	5.047	5.015	4.995	4.983	4.977	4.975
50	5.411	5.287	5.195	5.126	5.078	5.044	5.022	5.009	5.003	5.000

Tablo IV'ün devamı

% Ölüm	$Y = 4.0 - 4.9, \text{Ölüm \%51 - \%100}$									
	Beklenen Probitler ( $Y$ )									
	4.0	4.1	4.2	4.3	4.4	4.5	4.6	4.7	4.8	4.9
51	5.452	5.325	5.229	5.158	5.108	5.072	5.049	5.035	5.028	5.025
52	5.493	5.363	5.264	5.190	5.138	5.101	5.076	5.062	5.054	5.051
53	5.535	5.400	5.298	5.222	5.168	5.129	5.103	5.088	5.079	5.076
54	5.576	5.438	5.333	5.254	5.198	5.157	5.131	5.114	5.105	5.101
55	5.617	5.475	5.367	5.286	5.228	5.186	5.158	5.140	5.131	5.126
56	5.659	5.513	5.402	5.319	5.258	5.214	5.185	5.167	5.156	5.151
57	5.700	5.550	5.436	5.351	5.288	5.243	5.212	5.193	5.182	5.177
58	5.741	5.588	5.471	5.383	5.318	5.271	5.239	5.219	5.207	5.202
59	5.783	5.626	5.505	5.415	5.348	5.299	5.266	5.245	5.233	5.227
60	5.824	5.663	5.540	5.447	5.378	5.328	5.294	5.271	5.258	5.252
61	5.865	5.701	5.574	5.479	5.408	5.356	5.321	5.298	5.284	5.277
62	5.907	5.738	5.609	5.511	5.438	5.385	5.348	5.324	5.310	5.303
63	5.948	5.776	5.643	5.543	5.468	5.413	5.375	5.350	5.335	5.328
64	5.989	5.814	5.678	5.575	5.498	5.441	5.402	5.376	5.361	5.353
65	6.031	5.851	5.712	5.607	5.528	5.470	5.429	5.403	5.386	5.378
66	6.072	5.889	5.747	5.639	5.558	5.498	5.456	5.429	5.412	5.403
67	6.113	5.926	5.781	5.671	5.588	5.527	5.484	5.455	5.437	5.429
68	6.155	5.964	5.816	5.703	5.618	5.555	5.511	5.481	5.463	5.454
69	6.196	6.001	5.851	5.735	5.648	5.583	5.538	5.507	5.489	5.479
70	6.237	6.039	5.885	5.767	5.678	5.612	5.565	5.534	5.514	5.504
71	6.279	6.077	5.920	5.799	5.708	5.640	5.592	5.560	5.540	5.529
72	6.320	6.114	5.954	5.831	5.738	5.669	5.619	5.586	5.565	5.555
73	6.361	6.152	5.989	5.863	5.768	5.697	5.647	5.612	5.591	5.580
74	6.402	6.189	6.023	5.895	5.798	5.725	5.674	5.638	5.617	5.605
75	6.444	6.227	6.058	5.927	5.828	5.754	5.701	5.665	5.642	5.630
76	6.485	6.265	6.092	5.959	5.858	5.782	5.728	5.691	5.668	5.655
77	6.526	6.302	6.127	5.991	5.888	5.811	5.755	5.717	5.693	5.680
78	6.568	6.340	6.161	6.023	5.918	5.839	5.782	5.743	5.719	5.706
79	6.609	6.377	6.196	6.055	5.948	5.868	5.809	5.770	5.744	5.731
80	6.650	6.415	6.230	6.087	5.978	5.896	5.837	5.796	5.770	5.756
81	6.692	6.452	6.265	6.119	6.008	5.924	5.864	5.822	5.796	5.781
82	6.733	6.490	6.299	6.151	6.038	5.953	5.891	5.848	5.821	5.806
83	6.774	6.528	6.334	6.183	6.068	5.981	5.918	5.874	5.847	5.832
84	6.816	6.565	6.368	6.215	6.098	6.010	5.945	5.901	5.872	5.857
85	6.857	6.603	6.403	6.247	6.128	6.038	5.972	5.927	5.898	5.882
86	6.898	6.640	6.437	6.279	6.158	6.066	6.000	5.953	5.923	5.907
87	6.940	6.678	6.472	6.311	6.188	6.095	6.027	5.979	5.949	5.932
88	6.981	6.716	6.506	6.343	6.218	6.123	6.054	6.006	5.975	5.958
89	7.022	6.753	6.541	6.375	6.248	6.152	6.081	6.032	6.000	5.983
90	7.064	6.791	6.575	6.407	6.278	6.180	6.108	6.058	6.026	6.008
91	7.105	6.828	6.610	6.439	6.308	6.208	6.135	6.084	6.051	6.033
92	7.146	6.866	6.644	6.471	6.338	6.237	6.162	6.110	6.077	6.058
93	7.188	6.903	6.679	6.503	6.368	6.265	6.190	6.137	6.102	6.084
94	7.229	6.941	6.713	6.535	6.398	6.294	6.217	6.163	6.128	6.109
95	7.270	6.979	6.748	6.567	6.428	6.322	6.244	6.189	6.154	6.134
96	7.312	7.016	6.783	6.600	6.458	6.350	6.271	6.215	6.179	6.159
97	7.353	7.054	6.817	6.632	6.488	6.379	6.298	6.242	6.205	6.184
98	7.394	7.091	6.852	6.664	6.518	6.407	6.325	6.268	6.230	6.210
99	7.436	7.129	6.886	6.696	6.548	6.436	6.353	6.294	6.256	6.235
100	7.477	7.167	6.921	6.728	6.578	6.464	6.380	6.320	6.281	6.260

Tablo IV'ün devamı

% Ölüm	$Y = 5.0 - 5.9$ , Ölüm %0 - %50									
	Beklenen Probitler ( $Y$ )									
	5.0	5.1	5.2	5.3	5.4	5.5	5.6	5.7	5.8	5.9
00	3.747	3.740	3.719	3.680	3.620	3.536	3.422	3.272	3.079	2.834
01	3.772	3.765	3.744	3.706	3.647	3.564	3.452	3.304	3.114	2.871
02	3.797	3.790	3.770	3.732	3.675	3.593	3.482	3.336	3.148	2.909
03	3.822	3.816	3.795	3.758	3.702	3.621	3.512	3.368	3.183	2.946
04	3.847	3.841	3.821	3.785	3.729	3.650	3.542	3.401	3.217	2.984
05	3.872	3.866	3.846	3.811	3.756	3.678	3.572	3.433	3.252	3.021
06	3.897	3.891	3.872	3.837	3.783	3.706	3.602	3.465	3.287	3.059
07	3.922	3.916	3.898	3.863	3.810	3.735	3.632	3.497	3.321	3.097
08	3.947	3.942	3.923	3.890	3.838	3.763	3.662	3.529	3.356	3.134
09	3.972	3.967	3.949	3.916	3.865	3.792	3.692	3.561	3.390	3.172
10	3.997	3.992	3.974	3.942	3.892	3.820	3.722	3.593	3.425	3.209
11	4.022	4.017	4.000	3.968	3.919	3.848	3.752	3.625	3.459	3.247
12	4.047	4.042	4.025	3.994	3.946	3.877	3.782	3.657	3.494	3.284
13	4.073	4.068	4.051	4.021	3.973	3.905	3.812	3.689	3.528	3.322
14	4.098	4.093	4.077	4.047	4.000	3.934	3.842	3.721	3.563	3.360
15	4.123	4.118	4.102	4.073	4.028	3.962	3.872	3.753	3.597	3.397
16	4.148	4.143	4.128	4.099	4.055	3.990	3.902	3.785	3.632	3.435
17	4.173	4.168	4.153	4.126	4.082	4.019	3.932	3.817	3.666	3.472
18	4.198	4.194	4.179	4.152	4.109	4.047	3.962	3.849	3.701	3.510
19	4.223	4.219	4.204	4.178	4.136	4.076	3.992	3.881	3.735	3.548
20	4.248	4.244	4.230	4.204	4.163	4.104	4.022	3.913	3.770	3.585
21	4.273	4.269	4.256	4.230	4.191	4.132	4.052	3.945	3.804	3.623
22	4.298	4.294	4.281	4.257	4.218	4.161	4.082	3.977	3.839	3.660
23	4.323	4.320	4.307	4.283	4.245	4.189	4.112	4.009	3.873	3.698
24	4.348	4.345	4.332	4.309	4.272	4.218	4.142	4.041	3.908	3.735
25	4.373	4.370	4.358	4.335	4.299	4.246	4.172	4.073	3.942	3.773
26	4.398	4.395	4.383	4.362	4.326	4.275	4.202	4.105	3.977	3.811
27	4.423	4.420	4.409	4.388	4.353	4.303	4.232	4.137	4.011	3.848
28	4.449	4.445	4.435	4.414	4.381	4.331	4.262	4.169	4.046	3.886
29	4.474	4.471	4.460	4.440	4.408	4.360	4.292	4.201	4.080	3.923
30	4.499	4.496	4.486	4.466	4.435	4.388	4.322	4.233	4.115	3.961
31	4.524	4.521	4.511	4.493	4.462	4.417	4.352	4.265	4.149	3.999
32	4.549	4.546	4.537	4.519	4.489	4.445	4.382	4.297	4.184	4.036
33	4.574	4.571	4.563	4.545	4.516	4.473	4.412	4.329	4.219	4.074
34	4.599	4.597	4.588	4.571	4.544	4.502	4.442	4.361	4.253	4.111
35	4.624	4.622	4.614	4.598	4.571	4.530	4.472	4.393	4.288	4.149
36	4.649	4.647	4.639	4.624	4.598	4.559	4.502	4.425	4.322	4.186
37	4.674	4.672	4.665	4.650	4.625	4.587	4.532	4.457	4.357	4.224
38	4.699	4.697	4.690	4.676	4.652	4.615	4.562	4.489	4.391	4.262
39	4.724	4.723	4.716	4.702	4.679	4.644	4.592	4.521	4.426	4.299
40	4.749	4.748	4.742	4.729	4.706	4.672	4.622	4.553	4.460	4.337
41	4.774	4.773	4.767	4.755	4.734	4.701	4.652	4.585	4.495	4.374
42	4.799	4.798	4.793	4.781	4.761	4.729	4.682	4.617	4.529	4.412
43	4.825	4.823	4.818	4.807	4.788	4.757	4.712	4.649	4.564	4.450
44	4.850	4.849	4.844	4.833	4.815	4.786	4.742	4.682	4.598	4.487
45	4.875	4.874	4.869	4.860	4.842	4.814	4.772	4.714	4.633	4.525
46	4.900	4.899	4.895	4.886	4.869	4.843	4.802	4.746	4.667	4.562
47	4.925	4.924	4.921	4.912	4.897	4.871	4.832	4.778	4.702	4.600
48	4.950	4.949	4.946	4.938	4.924	4.899	4.862	4.810	4.736	4.637
49	4.975	4.975	4.972	4.965	4.951	4.928	4.892	4.842	4.771	4.675
50	5.000	5.000	4.997	4.991	4.978	4.956	4.923	4.874	4.805	4.713



Tablo IV'ün devamı

% Ölüm	$Y = 5.0 - 5.9$ , Ölüm %51 - %100									
	Beklenen Probitler ( $Y$ )									
	5.0	5.1	5.2	5.3	5.4	5.5	5.6	5.7	5.8	5.9
51	5.025	5.025	5.023	5.017	5.005	4.985	4.953	4.906	4.840	4.750
52	5.050	5.050	5.048	5.043	5.032	5.013	4.983	4.938	4.874	4.788
53	5.075	5.075	5.074	5.069	5.059	5.041	5.013	4.970	4.909	4.825
54	5.100	5.100	5.100	5.096	5.087	5.070	5.043	5.002	4.943	4.863
55	5.125	5.126	5.125	5.122	5.114	5.098	5.073	5.034	4.978	4.901
56	5.150	5.151	5.151	5.148	5.141	5.127	5.103	5.066	5.012	4.938
57	5.175	5.176	5.176	5.174	5.168	5.155	5.133	5.098	5.047	4.976
58	5.201	5.201	5.202	5.201	5.195	5.183	5.163	5.130	5.082	5.013
59	5.226	5.226	5.227	5.227	5.222	5.212	5.193	5.162	5.116	5.051
60	5.251	5.252	5.253	5.253	5.250	5.240	5.223	5.194	5.151	5.088
61	5.276	5.277	5.279	5.279	5.277	5.269	5.253	5.226	5.185	5.126
62	5.301	5.302	5.304	5.305	5.304	5.297	5.283	5.258	5.220	5.164
63	5.326	5.327	5.330	5.332	5.331	5.325	5.313	5.290	5.254	5.201
64	5.351	5.352	5.355	5.358	5.358	5.354	5.343	5.322	5.289	5.239
65	5.376	5.378	5.381	5.384	5.385	5.382	5.373	5.354	5.323	5.276
66	5.401	5.403	5.406	5.410	5.412	5.411	5.403	5.386	5.358	5.314
67	5.426	5.428	5.432	5.437	5.440	5.439	5.433	5.418	5.392	5.351
68	5.451	5.453	5.458	5.463	5.467	5.467	5.463	5.450	5.427	5.389
69	5.476	5.478	5.483	5.489	5.494	5.496	5.493	5.482	5.461	5.427
70	5.501	5.504	5.509	5.515	5.521	5.524	5.523	5.514	5.496	5.464
71	5.526	5.529	5.534	5.541	5.548	5.553	5.553	5.546	5.530	5.502
72	5.551	5.554	5.560	5.568	5.575	5.581	5.583	5.578	5.565	5.539
73	5.577	5.579	5.585	5.594	5.603	5.609	5.613	5.610	5.599	5.577
74	5.602	5.604	5.611	5.620	5.630	5.638	5.643	5.642	5.634	5.615
75	5.627	5.630	5.637	5.646	5.657	5.666	5.673	5.674	5.668	5.652
76	5.652	5.655	5.662	5.673	5.684	5.695	5.703	5.706	5.703	5.690
77	5.677	5.680	5.688	5.699	5.711	5.723	5.733	5.738	5.737	5.727
78	5.702	5.705	5.713	5.725	5.738	5.752	5.763	5.770	5.772	5.765
79	5.727	5.730	5.739	5.751	5.765	5.780	5.793	5.802	5.806	5.802
80	5.752	5.755	5.764	5.777	5.793	5.808	5.823	5.834	5.841	5.840
81	5.777	5.781	5.790	5.804	5.820	5.837	5.853	5.866	5.875	5.878
82	5.802	5.806	5.816	5.830	5.847	5.865	5.883	5.898	5.910	5.915
83	5.827	5.831	5.841	5.856	5.874	5.894	5.913	5.930	5.944	5.953
84	5.852	5.856	5.867	5.882	5.901	5.922	5.943	5.963	5.979	5.990
85	5.877	5.881	5.892	5.909	5.928	5.950	5.973	5.995	6.014	6.028
86	5.902	5.907	5.918	5.935	5.956	5.979	6.003	6.027	6.048	6.066
87	5.927	5.932	5.943	5.961	5.983	6.007	6.033	6.059	6.083	6.103
88	5.953	5.957	5.969	5.987	6.010	6.036	6.063	6.091	6.117	6.141
89	5.978	5.982	5.995	6.013	6.037	6.064	6.093	6.123	6.152	6.178
90	6.003	6.007	6.020	6.040	6.064	6.092	6.123	6.155	6.186	6.216
91	6.028	6.033	6.046	6.066	6.091	6.121	6.153	6.187	6.221	6.253
92	6.053	6.058	6.071	6.092	6.118	6.149	6.183	6.219	6.255	6.291
93	6.078	6.083	6.097	6.118	6.146	6.178	6.213	6.251	6.290	6.329
94	6.103	6.108	6.122	6.144	6.173	6.206	6.243	6.283	6.324	6.366
95	6.128	6.133	6.148	6.171	6.200	6.234	6.273	6.315	6.359	6.404
96	6.153	6.159	6.174	6.197	6.227	6.263	6.303	6.347	6.393	6.441
97	6.178	6.184	6.199	6.223	6.254	6.291	6.333	6.379	6.428	6.479
98	6.203	6.209	6.225	6.249	6.281	6.320	6.363	6.411	6.462	6.517
99	6.228	6.234	6.250	6.276	6.309	6.348	6.393	6.443	6.497	6.554
100	6.253	6.259	6.276	6.302	6.336	6.376	6.423	6.475	6.531	6.592

Tablo IV'ün devamı

% Ölüm	$Y = 6.0 - 6.9, \text{Ölüm \%}0 - \%50$									
	Beklenen Probitler ( $Y$ )									
	6.0	6.1	6.2	6.3	6.4	6.5	6.6	6.7	6.8	6.9
00	2.523	2.132	1.643	1.030	0.261	-	-	-	-	-
01	2.564	2.178	1.694	1.088	0.327	-	-	-	-	-
02	2.606	2.224	1.746	1.146	0.394	-	-	-	-	-
03	2.647	2.270	1.797	1.205	0.461	-	-	-	-	-
04	2.688	2.316	1.849	1.263	0.528	-	-	-	-	-
05	2.730	2.362	1.900	1.321	0.595	-	-	-	-	-
06	2.771	2.408	1.952	1.380	0.661	-	-	-	-	-
07	2.812	2.454	2.003	1.438	0.728	-	-	-	-	-
08	2.854	2.500	2.055	1.496	0.795	-	-	-	-	-
09	2.895	2.546	2.106	1.555	0.862	-	-	-	-	-
10	2.936	2.591	2.158	1.613	0.928	0.067	-	-	-	-
11	2.978	2.637	2.209	1.671	0.995	0.144	-	-	-	-
12	3.019	2.683	2.261	1.730	1.062	0.221	-	-	-	-
13	3.060	2.729	2.312	1.788	1.129	0.299	-	-	-	-
14	3.102	2.775	2.364	1.846	1.196	0.376	-	-	-	-
15	3.143	2.821	2.415	1.905	1.262	0.453	-	-	-	-
16	3.184	2.867	2.467	1.963	1.329	0.530	-	-	-	-
17	3.226	2.913	2.518	2.022	1.396	0.607	-	-	-	-
18	3.267	2.959	2.570	2.080	1.463	0.685	-	-	-	-
19	3.308	3.005	2.621	2.138	1.530	0.762	-	-	-	-
20	3.350	3.050	2.673	2.197	1.596	0.839	-	-	-	-
21	3.391	3.096	2.724	2.255	1.663	0.916	-	-	-	-
22	3.432	3.142	2.776	2.313	1.730	0.993	0.062	-	-	-
23	3.474	3.188	2.827	2.372	1.797	1.071	0.152	-	-	-
24	3.515	3.234	2.879	2.430	1.864	1.148	0.243	-	-	-
25	3.556	3.280	2.930	2.488	1.930	1.225	0.333	-	-	-
26	3.598	3.326	2.982	2.547	1.997	1.302	0.423	-	-	-
27	3.639	3.372	3.033	2.605	2.064	1.379	0.513	-	-	-
28	3.680	3.418	3.085	2.663	2.131	1.457	0.603	-	-	-
29	3.721	3.464	3.136	2.722	2.197	1.534	0.693	-	-	-
30	3.763	3.509	3.188	2.780	2.264	1.611	0.784	-	-	-
31	3.804	3.555	3.239	2.838	2.331	1.688	0.874	-	-	-
32	3.845	3.601	3.291	2.897	2.398	1.766	0.964	-	-	-
33	3.887	3.647	3.342	2.955	2.465	1.843	1.054	0.050	-	-
34	3.928	3.693	3.394	3.014	2.531	1.920	1.144	0.156	-	-
35	3.969	3.739	3.445	3.072	2.598	1.997	1.234	0.263	-	-
36	4.011	3.785	3.497	3.130	2.665	2.074	1.324	0.369	-	-
37	4.052	3.831	3.548	3.189	2.732	2.152	1.415	0.475	-	-
38	4.093	3.877	3.600	3.247	2.799	2.229	1.505	0.582	-	-
39	4.135	3.923	3.651	3.305	2.865	2.306	1.595	0.688	-	-
40	4.176	3.969	3.703	3.364	2.932	2.383	1.685	0.794	-	-
41	4.217	4.014	3.754	3.422	2.999	2.460	1.775	0.901	-	-
42	4.259	4.060	3.806	3.480	3.066	2.538	1.865	1.007	-	-
43	4.300	4.106	3.857	3.539	3.132	2.615	1.955	1.113	0.035	-
44	4.341	4.152	3.909	3.597	3.199	2.692	2.046	1.220	0.162	-
45	4.383	4.198	3.960	3.655	3.266	2.769	2.136	1.326	0.289	-
46	4.424	4.244	4.012	3.714	3.333	2.846	2.226	1.432	0.415	-
47	4.465	4.290	4.063	3.772	3.400	2.924	2.316	1.539	0.542	-
48	4.507	4.336	4.115	3.830	3.466	3.001	2.406	1.645	0.669	-
49	4.548	4.382	4.166	3.889	3.533	3.078	2.496	1.751	0.795	-
50	4.589	4.428	4.218	3.947	3.600	3.155	2.587	1.857	0.922	-

Tablo IV'ün devamı

% Ölüm	$Y = 6.0 - 6.9$ , Ölüm %51 - %100									
	Beklenen Probitler ( $Y$ )									
	6.0	6.1	6.2	6.3	6.4	6.5	6.6	6.7	6.8	6.9
51	4.631	4.473	4.269	4.006	3.667	3.233	2.677	1.964	1.049	-
52	4.672	4.519	4.321	4.064	3.734	3.310	2.767	2.070	1.175	0.023
53	4.713	4.565	4.372	4.122	3.800	3.387	2.857	2.176	1.302	0.175
54	4.755	4.611	4.424	4.181	3.867	3.464	2.947	2.283	1.429	0.328
55	4.796	4.657	4.475	4.239	3.934	3.541	3.037	2.389	1.555	0.480
56	4.837	4.703	4.527	4.297	4.001	3.619	3.127	2.495	1.682	0.632
57	4.879	4.749	4.578	4.356	4.068	3.696	3.218	2.602	1.809	0.785
58	4.920	4.795	4.630	4.414	4.134	3.773	3.308	2.708	1.935	0.937
59	4.961	4.841	4.681	4.472	4.201	3.850	3.398	2.814	2.062	1.090
60	5.003	4.887	4.733	4.531	4.268	3.927	3.488	2.921	2.189	1.242
61	5.044	4.932	4.784	4.589	4.335	4.005	3.578	3.027	2.315	1.394
62	5.085	4.978	4.836	4.647	4.401	4.082	3.668	3.133	2.442	1.547
63	5.127	5.024	4.887	4.706	4.468	4.159	3.758	3.240	2.569	1.699
64	5.168	5.070	4.939	4.764	4.535	4.236	3.849	3.346	2.695	1.852
65	5.209	5.116	4.990	4.823	4.602	4.313	3.939	3.452	2.822	2.004
66	5.251	5.162	5.042	4.881	4.669	4.391	4.029	3.559	2.949	2.156
67	5.292	5.208	5.093	4.939	4.735	4.468	4.119	3.665	3.075	2.309
68	5.333	5.254	5.145	4.998	4.802	4.545	4.209	3.771	3.202	2.461
69	5.375	5.300	5.196	5.056	4.869	4.622	4.299	3.878	3.329	2.614
70	5.416	5.346	5.248	5.114	4.936	4.700	4.390	3.984	3.455	2.766
71	5.457	5.392	5.299	5.173	5.003	4.777	4.480	4.090	3.582	2.918
72	5.499	5.437	5.351	5.231	5.069	4.854	4.570	4.197	3.709	3.071
73	5.540	5.483	5.402	5.289	5.136	4.931	4.660	4.303	3.835	3.223
74	5.581	5.529	5.454	5.348	5.203	5.008	4.750	4.409	3.962	3.376
75	5.623	5.575	5.505	5.406	5.270	5.086	4.840	4.516	4.089	3.528
76	5.664	5.621	5.557	5.464	5.336	5.163	4.930	4.622	4.215	3.680
77	5.705	5.667	5.608	5.523	5.403	5.240	5.021	4.728	4.342	3.833
78	5.747	5.713	5.660	5.581	5.470	5.317	5.111	4.835	4.468	3.985
79	5.788	5.759	5.711	5.639	5.537	5.394	5.201	4.941	4.595	4.138
80	5.829	5.805	5.763	5.698	5.604	5.472	5.291	5.047	4.722	4.290
81	5.870	5.851	5.814	5.756	5.670	5.549	5.381	5.154	4.848	4.442
82	5.912	5.896	5.866	5.815	5.737	5.626	5.471	5.260	4.975	4.595
83	5.953	5.942	5.917	5.873	5.804	5.703	5.561	5.366	5.102	4.747
84	5.994	5.988	5.969	5.931	5.871	5.780	5.652	5.473	5.228	4.900
85	6.036	6.034	6.020	5.990	5.938	5.858	5.742	5.579	5.355	5.052
86	6.077	6.080	6.072	6.048	6.004	5.935	5.832	5.685	5.482	5.204
87	6.118	6.126	6.123	6.106	6.071	6.012	5.922	5.792	5.608	5.357
88	6.160	6.172	6.175	6.165	6.138	6.089	6.012	5.898	5.735	5.509
89	6.201	6.218	6.226	6.223	6.205	6.166	6.102	6.004	5.862	5.662
90	6.242	6.264	6.278	6.281	6.272	6.244	6.193	6.111	5.988	5.814
91	6.284	6.310	6.329	6.340	6.338	6.321	6.283	6.217	6.115	5.966
92	6.325	6.355	6.381	6.398	6.405	6.398	6.373	6.323	6.242	6.119
93	6.366	6.401	6.432	6.456	6.472	6.475	6.463	6.430	6.368	6.271
94	6.408	6.447	6.484	6.515	6.539	6.553	6.553	6.536	6.495	6.424
95	6.449	6.493	6.535	6.573	6.605	6.630	6.643	6.642	6.622	6.576
96	6.490	6.539	6.587	6.631	6.672	6.707	6.733	6.749	6.748	6.728
97	6.532	6.585	6.638	6.690	6.739	6.784	6.824	6.855	6.875	6.881
98	6.573	6.631	6.690	6.748	6.806	6.861	6.914	6.961	7.002	7.033
99	6.614	6.677	6.741	6.807	6.873	6.939	7.004	7.068	7.128	7.186
100	6.656	6.723	6.793	6.865	6.939	7.016	7.094	7.174	7.255	7.338

Tablo IV'ün devamı

% Ölüm	$Y = 7.0 - 7.9$ , Ölüm %51 - %100									
	Beklenen Probitler ( $Y$ )									
	7.0	7.1	7.2	7.3	7.4	7.5	7.6	7.7	7.8	7.9
51	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
52	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
53	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
54	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
55	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
56	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
57	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
58	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
59	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
60	0.013	-	-	-	-	-	-	-	-	-
61	0.198	-	-	-	-	-	-	-	-	-
62	0.383	-	-	-	-	-	-	-	-	-
63	0.568	-	-	-	-	-	-	-	-	-
64	0.753	-	-	-	-	-	-	-	-	-
65	0.939	-	-	-	-	-	-	-	-	-
66	1.124	-	-	-	-	-	-	-	-	-
67	1.309	0.003	-	-	-	-	-	-	-	-
68	1.494	0.231	-	-	-	-	-	-	-	-
69	1.680	0.458	-	-	-	-	-	-	-	-
70	1.865	0.685	-	-	-	-	-	-	-	-
71	2.050	0.913	-	-	-	-	-	-	-	-
72	2.235	1.140	-	-	-	-	-	-	-	-
73	2.420	1.367	-	-	-	-	-	-	-	-
74	2.606	1.595	0.263	-	-	-	-	-	-	-
75	2.791	1.822	0.545	-	-	-	-	-	-	-
76	2.976	2.050	0.827	-	-	-	-	-	-	-
77	3.161	2.277	1.108	-	-	-	-	-	-	-
78	3.347	2.504	1.390	-	-	-	-	-	-	-
79	3.532	2.732	1.672	0.265	-	-	-	-	-	-
80	3.717	2.959	1.954	0.618	-	-	-	-	-	-
81	3.902	3.186	2.236	0.971	-	-	-	-	-	-
82	4.087	3.414	2.518	1.324	-	-	-	-	-	-
83	4.273	3.641	2.800	1.677	0.175	-	-	-	-	-
84	4.458	3.868	3.082	2.030	0.621	-	-	-	-	-
85	4.643	4.096	3.364	2.383	1.068	-	-	-	-	-
86	4.828	4.323	3.645	2.736	1.514	-	-	-	-	-
87	5.014	4.551	3.927	3.089	1.961	0.438	-	-	-	-
88	5.199	4.778	4.209	3.442	2.408	1.008	-	-	-	-
89	5.384	5.005	4.491	3.795	2.854	1.579	-	-	-	-
90	5.569	5.233	4.773	4.148	3.301	2.149	0.581	-	-	-
91	5.754	5.460	5.055	4.501	3.747	2.720	1.317	-	-	-
92	5.940	5.687	5.337	4.854	4.194	3.290	2.054	0.353	-	-
93	6.125	5.915	5.619	5.207	4.640	3.861	2.790	1.313	-	-
94	6.310	6.142	5.901	5.560	5.087	4.431	3.526	2.272	0.542	-
95	6.495	6.369	6.182	5.914	5.533	5.002	4.262	3.232	1.806	-
96	6.681	6.597	6.464	6.267	5.980	5.572	4.998	4.192	3.069	1.493
97	6.866	6.824	6.746	6.620	6.426	6.443	5.735	5.151	4.333	3.173
98	7.051	7.051	7.028	6.973	6.873	6.713	6.471	6.111	5.596	4.853
99	7.236	7.279	7.310	7.326	7.319	7.284	7.207	7.070	6.859	6.533
100	7.421	7.506	7.592	7.679	7.766	7.854	7.943	8.030	8.123	8.213

**Tablo V : Student's (  $t$  ) Dağılımı**

Serbestlik Derecesi	$t_{0.60}$	$t_{0.70}$	$t_{0.80}$	$t_{0.90}$	$t_{0.95}$	$t_{0.975}$	$t_{0.99}$	$t_{0.995}$	$t_{0.9995}$
1	0.3250	0.7270	1.376	3.078	6.3138	12.706	31.821	63.657	636.619
2	0.2885	0.6172	1.061	1.886	2.9200	4.3027	6.965	9.9248	31.598
3	0.2766	0.5840	1.978	1.638	2.3534	3.1825	4.541	5.8409	12.924
4	0.2707	0.5692	1.941	1.533	2.1318	2.7764	3.747	4.6041	8.610
5	0.2672	0.5598	1.920	1.476	2.0150	2.5706	3.365	4.0321	6.869
6	0.2648	0.5536	1.906	1.440	1.9432	2.4469	3.143	3.7074	5.959
7	0.2632	0.5493	1.896	1.415	1.8946	2.3646	2.998	4.4995	5.408
8	0.2619	0.5461	1.889	1.397	1.8595	2.3060	2.896	3.3554	5.041
9	0.2610	0.5436	1.883	1.383	1.8331	2.2622	2.821	3.2498	4.781
10	0.2602	0.5416	1.879	1.372	1.8125	2.2281	2.764	3.1693	4.587
11	0.2596	0.5400	1.876	1.363	1.7939	2.2010	2.718	3.1058	4.437
12	0.2590	0.5387	1.873	1.356	1.7823	2.1788	2.681	3.0545	4.318
13	0.2586	0.5375	1.870	1.350	1.7709	2.1604	2.650	3.0123	4.221
14	0.2582	0.5366	1.868	1.345	1.7613	2.1448	2.624	2.9768	4.140
15	0.2579	0.5358	1.866	1.341	1.7530	2.1315	2.602	2.9467	4.073
16	0.2576	0.5351	1.865	1.337	1.7459	2.1199	2.583	2.9208	4.015
17	0.2574	0.5344	1.863	1.333	1.7396	2.1098	2.567	2.8982	3.965
18	0.2571	0.5338	1.862	1.330	1.7341	2.1009	2.552	2.8784	3.922
19	0.2569	0.5333	1.861	1.328	1.7291	2.0930	2.539	2.8609	3.883
20	0.2567	0.5329	1.860	1.325	1.7247	2.0860	2.528	2.8453	3.850
21	0.2566	0.5325	1.859	1.323	1.7207	2.0796	2.518	2.8314	3.819
22	0.2564	0.5321	1.858	1.321	1.7171	2.0739	2.508	2.8188	3.792
23	0.2563	0.5318	1.858	1.319	1.7139	2.0687	2.500	2.8073	3.767
24	0.2562	0.5315	1.857	1.318	1.7109	2.0639	2.492	2.7969	3.745
25	0.2561	0.5312	1.856	1.316	1.7081	2.0595	2.485	2.7874	3.725
26	0.2560	0.5309	1.856	1.315	1.7056	2.0555	2.479	2.7787	3.707
27	0.2559	0.5307	1.855	1.314	1.7033	2.0518	2.473	2.7707	3.690
28	0.2558	0.5304	1.855	1.313	1.7011	2.0484	2.467	2.7633	3.674
29	0.2557	0.5302	1.854	1.311	1.6991	2.0452	2.462	2.7564	3.659
30	0.2556	0.5300	1.854	1.310	1.6973	2.0423	2.457	2.7500	3.616
35	0.2553	0.5292	1.8521	1.3062	1.6896	2.0301	2.438	2.7239	3.5919
40	0.2550	0.5286	1.8507	1.3031	1.6839	2.0211	2.423	2.7045	3.5511
45	0.2549	0.5281	1.8497	1.3007	1.6794	2.0141	2.412	2.6896	3.5207
50	0.2547	0.5278	1.8489	1.2987	1.6759	2.0086	2.403	2.6778	3.4965
60	0.2545	0.5272	1.8477	1.2959	1.6707	2.0003	2.390	2.6603	3.4606
70	0.2543	0.5268	1.8468	1.2938	1.6669	1.9945	2.381	2.6480	3.4355
80	0.2542	0.5265	1.8462	1.2922	1.6641	1.9901	2.374	2.6388	3.4169
90	0.2541	0.5263	1.8457	1.2910	1.6620	1.9867	2.368	2.6316	3.4022
100	0.2540	0.5261	1.8452	1.2901	1.6602	1.9840	2.364	2.6260	3.3909
120	0.2539	0.5258	1.8446	1.2887	1.6577	1.9799	2.358	2.6175	3.3736
140	0.2538	0.5256	1.8442	1.2876	1.6558	1.9771	2.353	2.6114	3.3615
160	0.2538	0.5255	1.8439	1.2869	1.6545	1.9749	2.350	2.6070	3.3527
180	0.2537	0.5253	1.8436	1.2863	1.6534	1.9733	2.347	2.6035	3.3456
200	0.2537	0.5252	1.8434	1.2858	1.6525	1.9719	2.345	2.6006	3.3400
$\infty$	0.2533	0.5244	1.8416	1.2816	1.6449	1.9600	2.326	2.5758	3.2905

**Tablo VI : Ki-kare ( $\chi^2$ ) Dağılımı**

Serbestlik Derecesi	$\chi^2_{0.995}$	$\chi^2_{0.990}$	$\chi^2_{0.975}$	$\chi^2_{0.950}$	$\chi^2_{0.900}$	$\chi^2_{0.750}$	$\chi^2_{0.500}$	$\chi^2_{0.250}$	$\chi^2_{0.100}$	$\chi^2_{0.050}$	$\chi^2_{0.025}$	$\chi^2_{0.010}$	$\chi^2_{0.005}$
1	7.88	6.63	5.02	3.84	2.71	1.32	0.46	0.102	0.0158	0.004	0.001	0.0002	0.000
2	10.6	9.21	7.38	5.99	4.61	2.77	1.39	0.575	0.211	0.103	0.051	0.020	0.010
3	12.8	11.3	9.35	7.81	6.25	4.11	2.37	1.21	0.584	0.352	0.216	0.115	0.072
4	14.9	13.3	11.1	9.49	7.78	5.39	3.36	1.92	1.06	0.711	0.484	0.297	0.207
5	16.7	15.1	12.8	11.1	9.24	6.63	4.35	2.67	1.61	1.15	0.831	0.554	0.412
6	18.5	16.8	14.4	12.6	10.6	7.84	5.35	3.45	2.20	1.64	1.24	0.872	0.676
7	20.3	18.5	16.0	14.1	12.0	9.04	6.35	4.25	2.83	2.17	1.69	1.24	0.989
8	22.0	20.1	17.5	15.5	13.4	10.2	7.34	5.07	3.49	2.73	2.18	1.65	1.34
9	23.6	21.7	19.0	16.9	14.7	11.4	8.34	5.90	4.17	3.33	2.70	2.09	1.73
10	25.2	23.2	20.5	18.3	16.0	12.5	9.34	6.74	4.87	3.94	3.25	2.56	2.16
11	26.8	24.7	21.9	19.7	17.3	13.7	10.3	7.58	5.58	4.57	3.82	3.05	2.60
12	28.3	26.2	23.3	21.0	18.5	14.8	11.3	8.44	6.30	5.23	4.40	3.57	3.07
13	29.8	27.7	24.7	22.4	19.8	16.0	12.3	9.30	7.04	5.89	5.01	4.11	3.57
14	31.3	29.1	26.1	23.7	21.1	17.1	13.3	10.2	7.79	6.57	5.63	4.66	4.07
15	32.8	30.6	27.5	25.0	22.3	18.2	14.3	11.0	8.55	7.26	6.26	5.23	4.60
16	34.3	32.0	28.8	26.3	23.5	19.4	15.3	11.9	9.31	7.96	6.91	5.81	5.14
17	35.7	33.4	30.2	27.6	24.8	20.5	16.3	12.8	10.1	8.67	7.56	6.41	5.70
18	37.2	34.8	31.5	28.9	26.0	21.6	17.3	13.7	10.9	9.39	8.23	7.01	6.26
19	38.6	36.2	32.9	30.1	27.2	22.7	18.3	14.6	11.7	10.1	8.91	7.63	6.84
20	40.0	37.6	34.2	31.4	28.4	23.8	19.3	15.5	12.4	10.9	9.59	8.26	7.43
21	41.4	38.9	35.5	32.7	29.6	24.9	20.3	16.3	13.2	11.6	10.3	8.90	8.03
22	42.8	40.3	36.8	33.9	30.8	26.0	21.3	17.2	14.0	12.3	11.0	9.54	8.64
23	44.2	41.6	38.1	35.2	32.0	27.1	22.3	18.1	14.8	13.1	11.7	10.2	9.26
24	45.6	43.0	39.4	36.4	33.2	28.2	23.3	19.0	15.7	13.8	12.4	10.9	9.89
25	46.9	44.3	40.6	37.7	34.4	29.3	24.3	19.9	16.5	14.6	13.1	11.5	10.5
26	48.3	45.6	41.9	38.9	35.6	30.4	25.3	20.8	17.3	15.4	13.8	12.2	11.2
27	49.6	47.0	43.2	40.1	36.7	31.5	26.3	21.7	18.1	16.2	14.6	12.9	11.8
28	51.0	48.3	44.5	41.3	37.9	32.6	27.3	22.7	18.9	16.9	15.3	13.6	12.5
29	52.3	49.6	45.7	42.6	39.1	33.7	28.3	23.6	19.8	17.7	16.0	14.3	13.1
30	53.7	50.9	47.0	43.8	40.3	34.8	29.3	24.5	20.6	18.5	16.8	15.0	13.8
40	66.8	63.7	59.3	55.8	51.8	45.6	39.3	33.7	29.1	26.5	24.4	22.2	20.7
50	79.5	76.2	71.4	67.5	63.2	56.3	49.3	42.9	37.7	34.3	32.4	29.7	28.0
60	92.0	88.4	83.3	79.1	74.4	67.0	59.3	52.3	46.5	43.2	40.5	37.5	35.5
70	104.2	100.4	95.0	90.5	85.5	77.6	69.3	61.7	55.3	51.7	48.8	45.4	43.3
80	116.3	112.3	106.6	101.9	96.6	88.1	79.3	71.1	64.3	60.4	57.2	53.5	51.2
90	128.3	124.1	118.1	113.1	107.6	98.6	89.3	80.6	73.3	69.1	65.6	61.8	59.2
100	140.2	135.8	129.6	124.3	118.5	109.1	99.3	90.1	82.4	77.9	74.2	70.1	67.3

## KAYNAKLAR

1. AGRESTI,A., 2002, Categorical Data Analysis, Wiley, NEW YORK.
2. AI,C. ve NORTON, E.C., 2003, Interaction Terms in Logit and Probit Models, Economics Letters, 80, s 123-129.
3. AKDENİZ,F., 2006, Olasılık ve İstatistik, Nobel Kitabevi, ADANA.
4. AKIN,F., 1995, Kesikli Tercih Modellerinde Diskriminant Fonksiyonu ve Minimum Ki-kare Yöntemi, DİE Sempozyum Bildirisi, s 12.
5. AKTAŞ,C., 1995, Lojistik Regresyon Analizinde Ridge Kestiricisi ve Bir Uygulama, Osmangazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Doktora Tezi, s 100.
6. ALDRICH,J.H. ve NELSON,F.D., 1984, Linear Probability, Logit and Probit Models, Sage Publications, BEVERLY HILLS, s 95.
7. AMEMIYA,T., 1974, Bivariate Probit Analysis: Minimum Chi-Square Methods, Journal of the American Statistical Association, 69, 348, Theory and Methods Section, s 940-944.
8. AMEMIYA,T., 1981, Qualitative Response Models, Journal of Economic Literature, 19.
9. AMEMIYA,T., 1985, Advanced Econometrics, Basil Blackwell Ltd., Oxford, s 521.
10. AREN,S., 2006, The Relationship Between Stock Manipulation and Financial Report Manipulation, Akademik Araştırmalar Dergisi, 30, s 105-116.
11. BAYO – MORIONES,A., MERİNO – DIAZ DE CERIO,J., 2001, Quality Management and High Performance Work Practices: Do they coexist?, International Journal of Production Economics, 73, s 251-259.
12. BISSOONDOYAL–BHEENICK,E., BROOKS,R. ve YIP,A.Y.N., 2006, Determinants of Sovereign Ratings: A Comparison of Case Based Reasoning and Ordered Probit Approaches, Global Finance Journal, 17, s 136-154.
13. BLIND,K. ve HIPPE,C., 2003, The Role of Quality Standards in Innovative Service Companies: An Empirical Analysis for Germany, Technological Forecasting and Social Change, 70, s 653-669.
14. BLISS,C.I., 1934, The Method of Probits, Science, 79, s 38-39.
15. BLISS,C.I., 1935, The Calculation of the Dosage Mortality Curve, II The Provisional Regression Line, s 146-156, IV Accuracy of the Regression Line, s 158-162, Ann. Appl. Biol., 22 Part I.

16. BOES,S. ve WINKELMANN,R., 2006, Ordered Response Models, Allgemeines statistisches Archiv, 90, s 167-181.
17. BUTLER,J.S. ve CHATTERJEE,P., 1997, Test of the Specification of Univariate and Bivariate Ordered Probit, The Review of Economics and Statistics, 79(May), s 343-347.
18. CANNINGS,K., MONTMARQUETTE,C. ve MASHEREDJIAN,S., 1994, Entrance Quotas and Admission to Medical Schools: A Sequential Probit Model, Cirano Scientific Series, 94 s-10.
19. CAUDILL,S.B., 2003, Predicting Discrete Outcomes with the Maximum Score Estimator: The Case of the NCAA Men's Basketball Tournament, International Journal of Forecasting, 19, s 313-317.
20. CHRISTOFIDES,L.N., STENGOS, T. ve SWIDINSKY,R., 1997, On the Calculation of Marginal Effects in the Bivariate Probit Model, Economics Letters, 54, s 203-208.
21. CLARK,S.D., WATLING,D.P., 2002, Sensitivity Analysis of the Probit-based Stochastic User Equilibrium Assignment Model, Transportation Research Part B, 36, s 617 – 635.
22. CYRIL,H.G., 1952, Probit Analysis,Methods of Statistical Analysis, Wiley Publications in Applied Statistics, 2. Edition, s 394-417.
23. DANSIE,B.R., 1985, Parameter Estimability in the Multinomial Probit Model, Transportation Research B, 19B, 6, s 526-528.
24. DAS,M., 1995, Extension of the Ordered Response Model Applied to Consumer Valuation of New Products, Center for Economic Research: Discussion Papers, 15, Tilburg University Library, Netherland, 21.
25. DEVANEY,S.A. ve CHIEN,Y., 2000, Participation in Retirement Plans: A Comparison of the Self-Employed and Wage and Salary Earner, Compensation and Working Conditions, 5(4), Winter, s 31-36.
26. FICHER,R.A. ve YATES,F., 1963, Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research, 6. Edition.
27. FINNEY,D.J., 1964, Probit Analysis; A Statistical Treatment of The Sigmoid Response Curve, Syndics of The Cambridge Univecity Press, 2. Edition, London.
28. FINNEY,D.J., 1971, Probit Analysis, Cambridge Univecity Pres, 3. Edition, London.
29. FROME,E.L. ve CHEKOWAY,H., 1985, Use of Poisson Regression Model in Estimating Incidence Rates of Rations, American Journal of Epidemiology, 121, s 309-323.



30. GIROLAMI, M ve ROGERS, S., 2005, Variational Bayesian Multinomial Probit Regression with Gaussian Process Priors, Department of Computing Science University of Glasgow, Technical Report: TR-2005, 205.
31. GLEWWE, P., 1997, A Test of the Normality Assumption in the Ordered Probit Model, Econometric Reviews, 16(1), s 1-19.
32. GREENE, W.H., 1984, Estimation of the Correlation Coefficient in a Bivariate Probit Model Using the Method of Moments, Economics Letters, 16, s 285-291.
33. GREENE, W.H., 1993, Econometric Analysis, 2. Edition, MacMillian Publications Company, s 783, NEW YORK.
34. GREENE, W.H., 1998, Gender Economics Courses in Liberal Arts Colleges: Comment, Journal of Economic Education, 29(4), s 291-300.
35. GRIMM, C., CONDOLFI, M.P. ve FISCH, R., 2002, A Comparison of Rate-response Toxicity Tests with *Aphidius Rhopalosiphii* (Hymenoptera: Aphidiidae) Using Glass, Leaves and Whale Plants as Substrate, Chemosphere, 48, s 581-589.
36. GUJARATI, D.N., 1988, Basic Econometrics, 2. Edition, McGraw-Hill International Editions, s 705.
37. GÜR, A., 1995, Probit Analiz, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi.
38. HAGLE, T.M. ve MITCHELL, G.E., 1992, Goodness of Fit Measures for Probit and Logit, American Journal of Political Science, 36, s 762-784.
39. HAUSMAN, J.A., LO, A.W. ve MACKINLAY, A.C., 1992, An Ordered Probit Analysis of Transaction Stock Prices, Journal of Financial Economics, 31, s 319-379.
40. HERBERT, D., 1997, The Bivariate Probit Model of Uncomplicated Control of Tumor: A Heuristic Exposition of the Methodology, Int. J. Radiation Oncology Biol. Phys., 39(1), s 213-225.
41. HOROWITZ, J.L., 1991, Reconsidering the Multinomial Probit Model, Transportation Research B, 25B, 6, s 433-438.
42. HUANG, N., YIP, W., CHANG, H-J., CHOU, Y-J., 2006, Trends Inrural and Urban Differentials in Incidence Rates for Ruptured Appendicitis Under the National Health Insurance in Taiwan, Public Health, 120, s 1055-1063.
43. İŞYAR, Y., 1994, Ekonometrik Modeller, Uludağ Üniversitesi Ekonometri Bölümü.
44. JENA, J.D. ve FORREST, D., 2007, Within-season Dismissal of Football Coaches: Statistical Analysis of Causes and Consequences, European Journal of Operational Research, 181, s 362-373.

45. JORGENSEN,M.A., 1994, Tail Functions and Iterative Weights in Binary Regression, The American Statistician, 48, s 230-234.
46. TAVARES,J., 2004, Does Right or Left Matter? Cabinets, Credibility and Fiscal Adjustments, Journal of Public Economics, 88, s 2447–2468.
47. JSUJI,M. ve CHOE,J., 2004, An Ordered Probit Analysis of Factors Promoting a Regional Information Policy: The Case of Japanese Local Governments, Mathematics and Computers in Simulation, 64, s 203-212.
48. KAMAKURA,W.A., 1989, The Estimation of Multinomial Probit Models: A New Calibration Algorithm, 23(4), s 253-265.
49. KAPLAN,D. ve VENEZKY,R.L., 1994, Literacy and Voting Behavior: A Bivariate Probit Model with Sample Selection, Social Science Research, 23, s 350-367.
50. KARANASIOU,A.A., SITARAS,I.E., SISKOS,P.A. ve ELEFTHERIADIS,K., 2007, Size Distribution and Sources of Trace Metals and N-alkanes in the Athens Urban Aerosol During Summer, Atmospheric Environment, 41, s 2368–2381.
51. KILBY,C., 2000, Super Vision and Performance: The Case of World Bank Projects, Journal of Economics, 62, s 233-256.
52. KLEIN,L.R., 1953, A Text of Econometrics, Row-Peterson, Evanston, 3, s 436.
53. KOMULAINEN,J., LUKKARILA,J., 2003, What Drivers Financial Crises in Emerging Markets?, Emerging Markets Review, 4, s 248-272.
54. KOOP,G. ve POIRIER,D.J., 2004, Bayesian Variants of Some Classical Semiparametric Regression Techniques, Journal of Econometrics, 123, s 259-282.
55. LANGDON,M.G., 1984, Improved Algorithms for Estimating Choice Probabilites in the Multinomial Probit Model, Transportation Science, 18(3), s 267-299.
56. LEE,L.F., 1979, On Comparisons of Normal and Logistic Models in the Bivariate Dichotomous Analysis, Economics Letters, 4, s 151-155.
57. LIANOS,J.P., 2007, Brain Drain and Brain Loss: Immigrants to Greece , Journal of Ethnic and Migration Studies, 33(1), s 129-140.
58. LIPOVETSKY,S.ve CONKLIN,W.M., 2004, Thurstone Scaling Via Binary Response Regression, Statiscal Methodolgy(Official Tournal of the International Indian Statistical Association), 1, s 93-104.
59. LITTELL,J.H. ve GIRVIN,H., 2005, Caregivers' Readiness for Change: Predictive Validity in a Child Welfare Sample, Child Abuse and Neglect, 29, s 59-80.
60. MAGNANI,R.J., HOTCHKISS,D.R., FLORENCE,C.S. ve SHAFER, L.E., 1998, Contraceptive Intentions and Subsequent Use: Family Planning Program Effects in

- Moroco, Working Paper Series WP 98-06, California Population Center, University of North Carolina at Chapel Hill, s 1-40.
61. McCULLOCH,R.E., POLSON,N.G. ve ROSSI,P.E., 2000, A Bayesian Analysis of the Multinomial Probit Model with Fully Identified Parameters, Journal of Econometrics, 99, s 173-193.
  62. McFADDEN,D. ve TALVITIE, A.P., 1997, Demand Model Estimation and Validation, The Urban Travel Demand Forecasting Project Phase I Final Report Series, 5, The Institute of Transportation Studies, University of California, s 469.
  63. McKELVEY,R.D. ve ZAVOINA,W., 1975, A Statistical Model for The Analysis of Ordinal Level Dependent Variables, Journal of Mathematical Sociology, 4, s 103-120.
  64. MENSAH,Ö.A. ve KUMARANAYEKE,L., 2004, Malaria Incidence in Rural Benin: Does Economics Matter in Endemic Area?, Health Policy, 68, s 93-102.
  65. MONTEDURO,M.T., 1998, Unemployment, Discouraged Workers and Female Labour Supply: An Empirical Study in Italy, Università di Ferrara Dipartimento di Economia Istituzioni Territorio, Quaderro, 4, s 28.
  66. MORIMUNE,K., 1979, Comparisons of Normal and Logistic Models in the Bivariate Dichotomous Analysis, Econometrica, 47(4), s 957-975.
  67. NEGGERS,S.F.W, SCHÖLVINCK,M.L, LUBBE, R.H.J., POSTMA,A., 2005, Quantifying the Interactions Between Allo- and Egocentric Representations of Space, Octa Psychologica, 118, s 25-45.
  68. NOBILE,A., 2000, Comment: Bayesian Multinomial Probit Models with a Normalization Constraint, Journal of Econometrics, 99, s 335-345.
  69. ORELLANO,V. ve PICHETTI,P., 2001, Bivariate Probit Analysis of Job Turnover in Brasil, Pontificia Universidade Catolica Do Rio De Janerio, Departamento de Economia, Brasil, 22.
  70. ÖZARICI,Ö., 1996, Farklı Not Sistemlerinde Öğrencinin Başarılı Olma Olasılığının Probit Regresyon Analiziyle Değerlendirilmesi, Osmangazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Yüksek Lisans Tezi.
  71. ÖZARICI,Ö., 2002, Tam Gözlenebilirlik ve Değişken Varyanslılığın Varlığında İki Bağımlı Değişkenli Probit Modeli ve Bir Uygulama, Osmangazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Doktora Tezi.
  72. PAMUKÇU,T., 2003, Trade Liberalization and Innovation Decisions of Firms: Lesson From Post-1980 Turkey, World Development, 31(8), s 1443-1458.

73. PINDYCK,R.S. ve RUBINFELD,D.L., 1981, *Econometric Models and Economic, Econometric Forecasts*, s 273-312.
74. POLAT,H., ERKOÇ,F.Ü., VİRAN,R.,ve KOÇAK,Ö., 2002, Investigation of Acute Toxicity of Beta Cypermethrin on Guppies *Poeciba Reticulata*, *Chemosphere*, 49, s 39-44.
75. PRATA,N., MORRIS,L., MAZIVE,E., VAHIDNIA,F. ve STEHR,M., 2006, Relationship Between HIV Risk Perception and Condom Use: Evidence From a Population–Based Survey in Mozambique, *International Family Planning Perspectives*, 34(4), s 192-200.
76. RAMCHAND,R., PACULA,R.L. ve IGUCHI,M.Y., 2006, Radical Differences in Marijuana–users’ Risk of Arrest in the United States, *Drug and Alcohol Dependence*, 84, s 264-272.
77. RASHID,A., KHANNA,A., GOWAR, J.P. ve BULL, J.P., 2001, Revised Estimates of Mortality From Burns in the Last 20 Years at the Birmingham Burns Centre, *Burns*, 27, s 723-730.
78. RUBIN,D.B.,1982-1988, Iteratively Reweighted Least Squares, Derleyen: Samuel Kotz ve N.L. Johnson, *Encyclopedia of Statistical Sciences*, 4, s 272-275.
79. SALZANO,E., IERVOLINO,I. ve FABBROCINO,G., 2003, Seismic Risk of Atmospheric Storage Tanks in the Framework of Quantitative Risk Analysis, *Journal of Loss Prevention in the Process Industries*, 16, s 403-406.
80. SAYIM,F. ve KAYA,U., 2006, Effects of Dimethoate on Tree Frog(*Hyla Arborea*) Larvae, *Turk J.Zool*, 30, s 261–266.
81. SATAR,E.İ.,1997, Thiordan’ın *Gambusia affinis* (Cyprinidontiformes) ve *Gammarus pulex* (Amphiopoda) Üzerindeki Toksik Etkileri, Dicle Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi.
82. SELVİ,M., GÜL,A. ve YILMAZ,M., 2003, Investigation of Acute Toxicity of Cadmium Chloride( $CdCl_2.H_2O$ ) Metal Salt and Behavioral Changes It Causes on Water Frog(*Ranaridibunda Palas,1771*), *Chemosphere*, 52, s 259-263.
83. SEVÜKTEKİN,M., 1994, Niteliksel Tercih Modelleri, *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 17.
84. TEKTAŞ,D., 2006, İki Düzeyli Lojit ve Probit Modellerde Parametre Tahminlerinde Bayesci Bir Yaklaşım, Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi.

85. TOBIN,J., 1958, Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables, Econometrica, 26, s 14-36.
86. TUNALI,İ., 1997, Migration and Remigration as Interdependent Decisions: A Bivariate Probit Formulation, Turkish Journal of Population Studies, 19, s 101-126.
87. UÇAR,Ö., 2004, Nitel Verilerin Analizinde Logit ve Probit Modeller, Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi.
88. VEALL,M.R. ve ZIMMERMANN, K.F., 1995, Comment on Goodness of Fit Measures in Binary Choice Models, Econometric Reviews, 14, s 117-120.
89. VERBEKE,W., 2004, Consumer Acceptance of Functional Foods: Socio-demographic, Cognitive and Attitudinal Determinants, Food Quality and Preference, 16, s 45-47.
90. WAELBROECK,P., 2000, Effects of Information Sources on Innovation Decisions: Bayesian Analysis of the Sequential Probit Model, GREQAM, 25.
91. WEISS,A.A., 1993, A Bivariate Ordered Probit Model with Truncation: Helmet Use and Motorcycle Injuries, Applied Statistics, 42(3), s 487-499.
92. WEISS,A.A., 1997, Specification Tests in Ordered Logit and Probit Models, Econometric Reviews, 16(4), s 361-391.
93. WINDMEIJER,F.A.G., 1995, Goodness of Fit Measures in Binary Choice Models, Econometric Review, 14, s 101-116.
94. YAI,T., IWAKURA,S. ve MORICHI,S., 1997, Multinomial Probit with Structured Covariance for Route Choice Behavior, Transportation Research B, 31(3), s 195-207.

## TABLO LİSTESİ

1. Tablo 1.1 : Link fonksiyonları ve dağılımlar ile eşleştirilmesi tablosu.....	6
2. Tablo 4.1 : Grafik yaklaşım verilerinin tablosu .....	69
3. Tablo 4.2 : Grafik yaklaşım verilerinin probit regresyon doğru denklemi sonucunda beklenen probitlerinin tablosu.....	72
4. Tablo 4.3 : Grafik yaklaşım verilerinin probit regresyon doğrusuna uyum testi tablosu.....	73
5. Tablo 4.4 : Grafik yaklaşım verilerinin ağırlıklandırma katsayısının bulunması sonucu hesap tablosu .....	73
6. Tablo 4.5 : Aritmetik yaklaşım verilerinin hesaplama tablosu .....	80
7. Tablo 4.6 : Aritmetik yaklaşım verilerinin probit regresyon doğrusunun uyum iyiliği testi tablosu .....	84
8. Tablo 4.7 : Aritmetik yaklaşım verilerinin sonucunda bulunan probit regresyon denkleminin standart hataları tablosu .....	88
9. Tablo 4.8 : Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin hesaplama tablosu .....	91
10. Tablo 4.9 : Aritmetik yaklaşım verilerinin probit regresyon tablosu.....	100
11. Tablo 4.10 : Aritmetik yaklaşım verilerinin probit regresyon doğrusuna uyum iyiliği test sonuçlarının tablosu .....	102
12. Tablo 4.11 : Aritmetik yaklaşım verilerinin, gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısının tablosu .....	103

13. Tablo 4.12 : Aritmetik yaklaşım verilerinin dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu.....	104
14. Tablo 4.13 : Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin probit regresyon tablosu.....	105
15. Tablo 4.14 : Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin probit regresyon doğrusuna uyum iyiliği test sonuçlarının tablosu.....	106
16. Tablo 4.15 : Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin, gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısını gösteren tablo .....	107
17. Tablo 4.16 : Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu.....	108
18. Tablo 4.17 : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin probit regresyon doğrusu tablosu.....	109
19. Tablo 4.18 : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin probit regresyon doğrularının eğimlerinin testi için tablo .....	110
20. Tablo 4.19 : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin probit regresyon doğrusuna uyum iyiliği test sonuçlarının tablosu.....	111
21. Tablo 4.20 : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin, 1. gün faktörüne göre gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısını gösteren tablo .....	111
22. Tablo 4.21 : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin, 2. gün faktörüne göre gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısını gösteren tablo .....	112
23. Tablo 4.22 : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin, 3. gün faktörüne göre gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısını gösteren tablo .....	112

24. Tablo 4.23 : Zamana baęlı olarak dozların bulunması verilerinin, 4. gün faktörüne göre gözlenen ve beklenen cevaplarının artıklara katkısını gösteren tablo ..... 113
25. Tablo 4.24 : Zamana baęlı olarak dozların bulunması verilerinin 1. gün faktörü altında dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu ..... 114
26. Tablo 4.25 : Zamana baęlı olarak dozların bulunması verilerinin 2. gün faktörü altında dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu ..... 115
27. Tablo 4.26 : Zamana baęlı olarak dozların bulunması verilerinin 3. gün faktörü altında dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu ..... 116
28. Tablo 4.27 : Zamana baęlı olarak dozların bulunması verilerinin 4. gün faktörü altında dozlarının % 95 güven aralıklarının tablosu ..... 117



## ŞEKİL LİSTESİ

1. Şekil 1.1 : Probit ve logit modelin birikimli dağılım olarak karşılaştırılması.....	12
2. Şekil 3.1 : Probit modelin birikimli dağılım olarak gösterimi .....	26
3. Şekil 3.2 : Doz konsantrasyonun dağılımı .....	49
4. Şekil 3.3 : Doz konsantrasyonun logaritmasının dağılımı .....	49
5. Şekil 3.4 : Doz konsantrasyonuna karşılık, öldürme yüzdesinin sigmoid bir eğri olarak gösterimi .....	49
6. Şekil 3.5 : Doz konsantrasyonun logaritmasına karşılık, öldürme yüzdesinin sigmoid bir eğri olarak gösterimi .....	49
7. Şekil 3.6 : S.N.S.'lerin normal dağılım ile probitlere dönüşümünün gösterimi.....	50
8. Şekil 3.7 : Yüzdelerin probit değerlerine karşılık grafik gösterimi.....	51
9. Şekil 3.8 : Doz konsantrasyonun logaritmasının, probitler ve yüzdeler arasındaki ilişkiyi gösteren sigmoid eğrinin, probit regresyon doğrusuna dönüştürülmesi.....	52
10. Şekil 4.1 : Grafik yaklaşım verilerinin sigmoid eğri olarak gösterimi.....	70
11. Şekil 4.2 : Grafik yaklaşım verilerindeki sigmoid eğrinin probit regresyon doğrusuna dönüştürülmüş şekli .....	71
12. Şekil 4.3 : Aritmetik yaklaşım verilerinin gözlem durumlarının probit regresyon doğrusu üzerinde gösterimi .....	101
13. Şekil 4.4 : Aritmetik yaklaşımdaki verilerin dozlara göre hayatta kalma olasılıklarının grafik olarak gösterimi .....	102

14. Şekil 4.5 : Aritmetik yaklaşım verilerinin, model sonucunda artıkların dağılımını gösteren grafik .....	103
15. Şekil 4.6 : Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin, gözlemlerinin probit regresyon doğrusu üzerinde gösterimi .....	105
16. Şekil 4.7 : Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin deneklerin hayatta kalma olasılıklarının grafik olarak gösterimi .....	106
17. Şekil 4.8 : Doğal ölüm gözlenmesi verilerinin model sonucunda artıkların dağılımını gösteren grafik .....	107
18. Şekil 4.9 : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin gözlemlerinin probit regresyon doğrusu üzerinde gösterimi .....	109
19. Şekil 4.10 : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin deneklerinin hayatta kalma olasılıklarının grafiği .....	110
20. Şekil 4.11 : Zamana bağlı olarak dozların bulunması verilerinin model sonucunda artıkların dağılımını gösteren grafik.....	113

**ÖZGEÇMİŞ**

**Adı Soyadı** : Aykut ALP

**Doğum Yeri** : Devrek

**Doğum Yılı** : 1981

**Yabancı Dil** : İngilizce

**Eğitim ve Akademik Durumu** :

1995-1999, Ergani Anadolu Öğretmen Lisesi

2000-2005, Dicle Üniversitesi, Ziya Gökalp Eğitim Fakültesi, Orta Öğretim Fen ve Matematik Alanları Matematik Öğretmenliği

2005-2007, Dicle Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Matematik Bölümü