



T.C.

SELÇUK ÜNİVERSİTESİ

FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

SANSÜRLEME ALTINDA KULLBACK-LEIBLER UYUŞMAZLIĞINA DAYALI UYUM İYİLİĞİ TESTLERİ

Gülcan GENCER

DOKTORA TEZİ

İSTATİSTİK

Aralık-2020
KONYA
Her Hakkı Saklıdır

ÖZET

DOKTORA TEZİ

SANSÜRLEME ALTINDA KULLBACK-LEIBLER UYUŞMAZLIĞINA DAYALI UYUM İYİLİĞİ TESTLERİ

Gülcan GENCER

Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü
İstatistik Anabilim Dalı

Danışman: Prof. Dr. İsmail KINACI

2020, 131 Sayfa

Jüri
Prof. Dr. Aşır GENÇ
Prof. Dr. İsmail KINACI
Prof. Dr. Coşkun Kuş
Dr. Öğr. Üyesi Demet SEZER
Dr. Öğr. Üyesi Aydın KARAKOCA

Bilinen bir teorik dağılım ile örnek değer içeren dağılım arasındaki uyumun ölçülmesi uyum iyiliği testi olarak adlandırılır. Bu tez çalışmasında, sansürlü ve tam örneklem durumunda Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı çeşitli sürekli dağılım aileleri için uyum iyiliği testleri en iyi ve en kötü bant genişliği baz alınarak kritik değerler ve güçler elde edilmiştir. İlk bölümde, Uyum iyiliği testleri tanımlanmış ve Kullback-Leibler uyuşmazlığı, ayırma problemi hakında literatür taraması verilmiştir. İkinci bölümde, tezde kullanılan temel kavramlar açıklanmıştır. Üçüncü bölümde bazı dağılımlar ile ilgili olarak tam ve sansürlü örneklem durumunda Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı uyum iyiliği testleri yapılmıştır. Bu bölümlerde ele alınan dağılımlar farklı parametre durumları için genişletilmiştir. Dördüncü bölümde, üçüncü bölümde elde edilen sonuçlara ilişkin genel yorumlar yapılarak, tez için öneriler sunulmuştur.

Anahtar Kelimeler: Bant genişliği, Kullback-Leibler Uyuşmazlığı, Sansürleme, Testin Gücü, Test İstatistikleri, Uyum İyiliği Testi.

ABSTRACT

Ph.D THESIS

GOODNESS OF FIT TESTS BASED ON KULLBACK-LEIBLER DIVERGENCE UNDER CENSORING

Gülcan GENCER

THE GRADUATE SCHOOL OF NATURAL AND APPLIED SCIENCE OF SELÇUK UNIVERSITY
DOCTOR OF PHILOSOPHY IN STATISTICS

Advisor: Prof. Dr. İsmail KINACI

2020, 131 Pages

Jury
Prof. Dr. Aşır GENÇ
Prof. Dr. İsmail KINACI
Prof. Dr. Coşkun Kuş
Assist Prof. Dr. Demet SEZER
Assist Prof. Dr. Aydın KARAKOCA

Measuring the fit between a known theoretical distribution and the distribution containing sample value is called the goodness of fit test. In this thesis study, the critical values and powers were obtained based on the best and worst bandwidth tests for various continuous distribution families based on Kullback-Leibler divergence in censored and complete sample situations. In the first part, the goodness of fit tests are defined and a literature review is given about Kullback-Leibler divergence and discriminant problem. In the second chapter, the basic concepts used in the thesis are explained. In the third part, goodness of fit tests based on Kullback-Leibler divergence were conducted for some distributions in case of complete and censored samples. The distributions discussed in these sections are expanded for different parameter cases. In the fourth chapter, general comments about the results obtained in the third chapter are made and suggestions for the thesis are presented.

Keywords: Bandwidth, Censoring, Power of Test, Kullback-Leibler Divergence, Test Statistics, Goodness of Fit Test.

ÖNSÖZ

Bu tez çalışmasının her aşamasında yardımlarını esirgemeyen öneri ve katkılarıyla beni yönlendiren saygıdeğer danışmanım Sayın Prof. Dr. İsmail KINACI'ya, bilgi ve yorumlarıyla tezime yön veren tez izleme komitesi üyeleri Sayın Prof. Dr. Coşkun KUŞ'a ve Sayın Dr. Öğr. Üyesi Demet SEZER'e, tezimi inceleyen ve önemli katkılar sağlayan Sayın Prof. Dr. Aşır GENÇ ve Sayın Dr. Öğr. Üyesi Aydın KARAKOCA'ya ayrı ayrı teşekkürlerimi ve saygılarımı sunarım. Ayrıca her zaman yanımda olan ve beni destekleyen değerli eşim Kerem GENCER, sabırla bekleyen canım kızlarım Cemre GENCER, Ecem GENCER ve dualarını esirgemeyen kocaman aileme en içten duygularımla teşekkür ederim.

Gülcan GENCER
KONYA-2020

İÇİNDEKİLER

ÖZET ..... **iv**

ABSTRACT ..... **v**

ÖNSÖZ ..... **vi**

İÇİNDEKİLER ..... **vii**

SİMGELER VE KISALTMALAR ..... **ix**

1. GİRİŞ VE KAYNAK ARAŞTIRMASI **1**

2. TEMEL KAVRAMLAR **12**

2.1 Uyum İyiliği Testi 12
2.2 İlerleyen Tür Tip-II Sağdan Sansürleme 12
2.3 Entropi 14
2.4 Kullback-Leibler Uyuşmazlığı 14
2.4.1 Maksimum Entropi (Belirsizlik) ve Güvenilirlik Dağılımları 15
2.4.2 Entropi Tahmini 18
2.4.3 Sansürlü Örneklem Durumunda Kullanılan Test İstatistiği 22
2.4.4 Tam Örneklem Durumunda Kullanılan Test İstatistikleri 23
2.4.4.1 Vasicek'in Testi 23
2.4.4.2 Van Es'in Testi 25
2.4.4.3 Correa'nın Testi 25
2.4.4.4 Kolmogorov-Smirnov'un Testi 26

3. BAZI DAĞILIMLAR İÇİN KULLBACK-LEIBLER UYUŞMAZLIĞINA DAYALI UYUM İYİLİĞİ TESTLERİ **28**

3.1 Weibull Dağılımı Uyum Testi 29
3.1.1 Tam Örneklem Durumu 30
3.1.2 İlerleyen Tür Sansürlü Örneklem Durumu 43
3.2 Üstelleştirilmiş Üstel Dağılımı Uyum Testi 50
3.2.1 Tam Örneklem Durumu 51
3.2.2 İlerleyen Tür Sansürlü Örneklem Durumu 63
3.3 Üstel Poisson Dağılımı Uyum Testi 71
3.3.1 Tam Örneklem Durumu 72
3.3.2 İlerleyen Tür Sansürlü Örneklem Durumu 84
3.4 Üstel Geometrik Dağılımı Uyum Testi 91
3.4.1 Tam Örneklem Durumu 92
3.4.2 İlerleyen Tür Sansürlü Örneklem Durumu 104

4. SONUÇLAR VE ÖNERİLER **111**

4.1 Sonuçlar 111
4.2 Öneriler 116

KAYNAKLAR 117

ÖZGEÇMİŞ 121

SİMGELER VE KISALTMALAR

Simgeler

F(X)	: Dağılım Fonksiyonu
f(x)	: Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu
$\hat{\alpha}$	: α Parametresinin En Çok Olabilirlik Tahmini
$L(\theta)$	: θ Parametresine Bağlı Olabilirlik Fonksiyonu
$\ln L(\theta)$	: θ Parametresine Bağlı Log-Olabilirlik Fonksiyonu
$H(f)$	: Shannon Entropisi
$I(g:f)$	: Kullback-Leibler uyuşmazlığı

Kısaltmalar

CV	: Critical Value
EE	: Exponentiated Exponential
EG	: Exponential Geometric
EP	: Exponential Poisson
HV	: Vasicek'in Entropi Tahmin Edicisi
HVE	: Van Es'in Entropi Tahmin Edicisi
HC	: Correa'nın Entropi Tahmin Edicisi
K-S	: Kolmogorov Smirnov
TV	: Vasicek'in Test İstatistiği
TVE	: Van Es'in Test İstatistiği
TC	: Correa'nın Test İstatistiği
m	: Tam Örneklem Durumunda Bant Genişliği
n	: Örneklem Sayısı
w	: Sansürlü Örneklem Durumunda Bant Genişliği
MSE	: Mean Squared Error – Hata Kareler Ortalaması

1. GİRİŞ VE KAYNAK ARAŞTIRMASI

Devletler, kamu kurum ve kuruluşları, şirketler gelecek dönemlere ilişkin planlamalar yaparken karar verme araçlarından faydalanmaktadır. Elde edilen gözlemlere dayalı olarak gerçekleştirilen bu karar verme sürecinin en önemli aşaması ise gözlemlerin elde edildiği kitlenin modellenmesidir. Elbette ki karar verme aşamasında kullanılacak modelin doğruluğu oldukça büyük bir öneme sahip olacaktır. Hatalı bir şekilde belirlenen model belki de telafisi mümkün olmayan hatalı sonuçlar doğurabilecektir. Kitlenin sahip olduğu modelin yani olasılık dağılımın belirlenmesi en azından düşünülen bir olasılık dağılımının kitle için uygun olup olmadığının tespiti için uyum iyiliği testlerinden faydalanılmaktadır. Eğer bir hipotez testi bilinen bir teorik dağılım ile örnek değer içeren dağılım arasındaki uyumu ölçüyorsa uyum iyiliği testi olarak adlandırılır (Massey 1951). İstatistiğin kullanıldığı ilk zamanlardan itibaren, istatistikçiler gözlemleri için bir dağılım önererek analizlerine başlamış ve daha sonra kullandıkları dağılımın gözledikleri veriler için doğru olup olmadığını kontrol etmişlerdir. Böylece yıllar boyunca çok sayıda test prosedürü ortaya çıkmış ve bu prosedürlerin çalışılması uyum iyiliği olarak bilinir hale gelmiştir(D'agostino ve Stephens 1986).

Karl Pearson, 1900'de ki kare testini bulması ile uygunluk testlerine öncülük etmiş ve o zamandan beri, konunun gereksinimlerini ve önemini yansıtan, birçok yeni test önerilmiştir.

Ayrıca, günümüz dünyasında olasılıksal veya istatistiksel modellemenin önemi yadsınamaz. Yüksek hızlı bilgisayarların ortaya çıkmasıyla, önemli süreçler için karmaşık modeller oluşturulabilir ve uygulanabilir hale gelmiştir. Bu modeller ve ilgili istatistiksel analizler pazarlama, tıp ve yönetime, politikadan silah sistemlerine ve gıda bilimine kadar çeşitli alanlarda karar vermede çok yardımcıdır. Uyum iyiliği, istatistiksel dağılımları içeren modellerin geçerliliğinin değerlendirilmesi ile ilgilidir. Modelleme çalışmasının temel ve bazen unutulmuş bir yönüdür. Bununla birlikte, bilimsel, ekonomik, tıbbi ve mühendislik alanlarında çok sayıda istatistiksel veya olasılıksal dağılım modeli yaygın olarak kullanılmaya başlanmıştır. Bu tür modellerin uygunluğunun değerlendirilmesini veya verilerin önerilen dağılım modeliyle ne kadar iyi uyuşacağını görmek önemlidir.

Bunu yapmanın gayri resmi bir yolu, verilerin frekans dağılımının bir histogramını çizmek ve histogramın yakınlığını gözle teorik olasılık fonksiyonu ile

karşılaştırmaktır. Bu tür grafik kontrolleri özneldir ve uyumun iyiliğini kendi başlarına değerlendirmek için kullanılmamalıdır.

İstatistikte T testleri, p değerlerinin belirlenmesi gibi yaygın olarak kullanılan istatistiksel çıkarım yöntemlerinin hemen hepsi normal veya Gauss dağılımını varsaymaktadır. En küçük kareler yöntemi ortak bir kestirim tekniğidir, ancak yalnızca normallik varsayıldığı zaman optimum özelliklere sahiptir. Daha spesifik örnekler vermek gerekirse, çeşitli gıdaların ithalatı ve ihracatı için kalite kontrol kuralları genellikle normal bir dağılım gösterir, taşkın kontrolünde yer alan hidrologların kullandığı aşırı yağışlar için güvenlik limitleri Log-normal dağılım gösterebilir, kanalizasyondaki bakteri tahminlerininde, üstel bir dağılım gösterebilmesi sayılabilir.

Diğer bir önemli noktada dağılım varsayımlarının başarısız olması, modelin başarısızlığı anlamına gelir. Böylece modele dayanan sonuçlar geçersiz olmuş olur. Bu başarısızlık olasılığı, uygunluk testlerinin kullanılması ile doğru bir şekilde değerlendirilebilir (Rayner ve ark 2009).

Sonuç olarak, bilindiği gibi sonucu bir deney ya da gözlem ile elde edilebilen değişkenlere rasgele değişken adı verilmektedir. Rasgele değişkenler yardımıyla daha gözlem yapılmadan olasılıksal anlamda sonuçlar elde etmek mümkündür. Başka bir ifade ile olasılık dağılımları rasgelelik içeren bir olguyu modellemede kullanılmaktadır. Bu sebeple bir rasgele değişkenin doğru bir şekilde modellenmesi, modelden elde edilecek sonuçların güvenilirliği açısından büyük öneme sahip olacaktır. Uyum iyiliği testleri de bir rasgele değişken için model belirlemede kullanılan önemli araçlardandır.

Bir rasgele değişken için model belirleme süreci, o rasgele değişkenin sahip olduğu olasılık dağılımından alındığı düşünülen belli hacimdeki bir örneklem üzerinden gerçekleştirilmektedir. Burada örneklem kavramını, tam ve sansürlü örneklemler olarak iki ayrı başlık altında incelemek mümkündür. Kullback-Leibler uyuşmazlığı ise bir olasılık dağılımının diğer bir olasılık dağılımından ne derece farklı olduğunun bir ölçüsüdür. Dolayısıyla bu ölçü, uyum iyiliği veya ayırma testleri elde etmek için kullanılabilmektedir. Literatürde tam örneklem durumunda birçok dağılım ailesi için Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı olarak uyum iyiliği testleri geliştirilmiş olmakla beraber, hem tam hemde sansürlü örneklem durumunda bu sayı oldukça yetersizdir.

Sansürlü örneklemler arasında en popüler olanı ise ilerleyen tür sansürlü örneklemlerdir. Bu çalışma, tam örneklem ve ilerleyen tür sansürlü örneklem altında Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı olarak çeşitli sürekli dağılım aileleri için uyum

iyiliği testlerinin ele alınması, kritik değerlerin hesaplanması ve farklı alternatifler altında güç karşılaştırmalarının elde edilmesi açısından büyük öneme sahiptir.

Kullback-Leibler uyuşmazlık ölçüsü ilk olarak (Kullback ve Leibler 1951) tarafından önerilmiştir. Bu ölçü bazı entropiler ile özellikle de ilk olarak (Hartley 1928) tarafından önerilen ve (Shannon 1948) tarafından geliştirilen Shannon etropisi ile yakından ilişkilidir. Kullback ve Leibler, Shannon tarafından sunulmuş olan bilginin tanımını genelleştirmişler ve bilginin ölçümü olarak uzaklık ya da uyuşmazlığı düşünmüşler ve diskriminant problemini ele almışlardır. Ayrıca (Kullback 1978) tarafından yazılan kitapta, bilgi teorisinin özellikleri tüm kapsamıyla incelenmiştir. Daha sonra Kullback-Leibler uyuşmazlık ölçüsü kullanılarak diskriminant problemleri ve uyum iyiliği testleri birçok yazar tarafından geliştirilmiştir. Diskriminant problemi, kitle hakkında iddia edilen iki olasılık dağılımı arasında karar vermeyi kapsarken uyum iyiliği testleri kitlenin iddia edilen bir olasılık dağılımına sahip olup olmadığına karar vermeyi kapsamaktadır.

Literatürde diskriminant problemi ile ilgili bazı çalışmalar şu şekilde sıralanabilir.

(Dumonceaux ve ark 1973), konum ve ölçek parametresi bilinmeyen iki model arasında seçim yapmada olabilirlik oran testini önermişlerdir. Sonuç olarak bu oranın parametreler bilinmediği durumda parametre seçimi için uygun bir test olduğunu görmüşlerdir. Yapılan monte carlo denemeleri sonucu konum ve ölçek parametreleri bilinmeyen modelleri ayırmada olabilirlik oran testinin iyi sonuç verdiğini vurgulamışlardır.

(Dumonceaux ve Antle 1973), Log-normal ve Weibull dağılımları arasında model seçimi probleminde yine olabilirlik oran yöntemini kullanmışlardır. Test için gerekli kritik değerleri bir tabloda vermişlerdir.

(Quesenberry ve Kent 1982), bir dizi gözlemin dağılım ailesinin belirlenmesi problemini ele almışlardır. Bu çalışma Üstel, Gamma, Weibull ve Log-normal dağılımları için uygulanmıştır.

(Siswadi ve Quesenberry 1982), (Quesenberry ve Kent 1982) tarafından yapılan çalışmayı iki yönlü olarak genişletmişlerdir. İlk olarak ölçek ve şekil parametrelerine dayalı tam örneklem durumu düşünülmüştür. İkinci olarak hem ölçek ve şekil parametrelerine dayalı hem de olabilirlik yöntemi tip 1 sansürlü örneklem için çalışılmıştır. İki parametreli dağılımlardan Weibull, Log-normal ve Gamma dağılımları gerçek veri uygulamalarında kullanılmış ve simulasyon çalışması yapılmıştır.

(Kundu ve ark 2005), Log-normal ve Genelleştirilmiş üstel dağılım arasında ve (Kundu ve Manglick 2004) Weibull ve Log-normal arasında model seçimi probleminde olabilirlik oran yöntemini kullanmışlardır. Olabilirlik oranının logaritmasının asimptotik dağılımları elde edilmiş ve iki dağılım arasında seçim yapma durumunda gerekli örnek boyutunu belirlemek için elde edilen asimptotik dağılımları kullanmışlardır.

(Kundu 2005), Normal ve Laplace dağılımları arasında model seçimi probleminde en çok olabilirlik oran yöntemi kullanmıştır. Test istatistiklerinin asimptotik dağılımlarını elde etmiş ve küçük örnek hacimleri için asimptotik sonuçların nasıl bir performansla çalıştığını incelemiş ve iki gerçek veri uygulaması vermiştir.

(Kim ve Yum 2008), çalışmasında hem tam hem de sansürlü örneklem durumunda Log-normal ve Weibull dağılımları arasında model seçimi problemi için olabilirlik oran testi üzerinde çalışmışlardır. Monte carlo simülasyonu yardımıyla çeşitli sansür şemaları ve örnek boyutlarında ortalama hata oranı ve model seçimi bakımından karşılaştırmalar yapılmıştır. Sonuç olarak olabilirlik metodunun hem tam hem de sansürlü örneklem durumunda iyi sonuç verdiği görülmüştür.

(Dey ve Kundu 2012), Weibull, Log-normal ve Genelleştirilmiş Üstel dağılımları arasında model seçimi problemi ele alınmıştır. Model seçimi için olabilirlik yöntemi kullanılmıştır. Farklı model parametreleri ve örnek boyutları için karşılaştırmalar yapılmıştır. Sonuçlar tip-1 sansürlü veriler için genişletilmiştir. Çalışmanın sonucunda bu üç dağılım arasında seçim yapma probleminde minimum örnek boyutunun ne olması gerektiği ortaya koyulmuştur.

(Dey ve Kundu 2012), tip-2 sansürlü örneklem için Weibull ve Log-normal dağılımları arasında model seçimi probleminde olabilirlik oran yöntemini kullanmışlardır. Ayırma sürecinde doğru seçim oranını belirlemek için asimptotik dağılımlar elde edilmiş ve farklı sansür oranları ve örnek hacimleri için karşılaştırmalar yapılmıştır.

(Goh ve ark 2014), yule tipi çarpımsal büyüme ve bölünme sürecini düşünerek, Weibull ve Log-normal dağılımlarının tek çatı altında toplanması problemini ele almışlardır. İntegral dönüşümleri ve seri genişletmeleri yardımıyla, ayırma probleminde asimptotik çözümler sonucu bu iki dağılımın aynı olduğu sonucuna varılmıştır.

(Al-Subh ve Alodat 2017), Lojistik ve Gumbel dağılımları arasında model seçimi probleminde olabilirlik oran yöntemini kullanmışlardır. Lojistik ve Gumbel dağılımlarının parametreleri en çok olabilirlik, momentler ve sıra istatistikleri metoduyla tahmin edilmiştir. İki dağılım arasında doğru seçim yapılması durumunda,

genel olarak diğer tahmin edicilerle karşılaştırıldığında en çok olabilirlik metodunun daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür.

(Raqab ve ark 2017), çalışmasında Weibull, Log-normal ve Log-lojistik gibi üç farklı pozitif çarpık dağılım arasında model seçimi problemini ele almışlar ve ayırma testi için olabilirlik oranı ve Kolmogorov-Smirnov (K-S) yöntemlerini kullanmışlardır. İki yöntemin performanslarını karşılaştırmak için geniş çaplı simulasyonlar yapılmıştır. Her yöntemin, bazı dağılımlar ve belirli parametreler için diğerinden daha iyi performans gösterdiği gözlenmiştir. Ayrıca, sansürlemeden kaynaklanan bilgi kaybı da karşılaştırılmıştır.

(Ortiz-Yañez ve Piña Monarrez 2018), Log-normal ve Weibull dağılımlarını ayırma probleminde farklı bir yöntem önermişlerdir. Bunlar, varyansların katsayıları, veri logaritmalarının standart sapmaları, veri logaritmalarının ortalamasının yüzdesi, ortalamadan önce ve sonra kümulatif logaritmalara ayırmadır. Önerilen metoda göre Log-normal ve Weibull dağılımlarının regresyon katsayıları çarpık bir davranış sergilemektedir. Böylece Log-normal ve Weibull dağılımlarının korelasyon katsayılarının sadece Log-normal ve Weibull dağılımlarının regresyon katsayılarına bağlı olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca çoklu korelasyon katsayısının bu iki dağılımı birbirinden ayırmada etkili olduğu görülmüştür.

Literatürde diskriminant problemi için olabilirlik oranı testine dayalı olarak yapılan daha birçok çalışma bulunmaktadır. Son zamanlarda ise diskriminant problemi için Kullback-Leibler uyuşmazlık ölçüsü kullanılmaya başlanmış ve yapılan çalışma sayısı hızlı bir artış göstermiştir. Bu çalışmalardan bazıları şu şekilde sıralanabilir.

(Bromideh 2012), Weibull ve Log-normal dağılımlarından herhangi birinden gözlendiği varsayılan bir veri seti için iki dağılım arasından seçim probleminin çözümü için Kullback-Leibler uzaklığına dayalı yöntemi kullanmıştır. Yapılan simulasyon çalışmaları ile kullanılan yöntem farklı örneklem büyüklükleri ve dağılımların farklı parametre değerleri için olabilirlik oran testi ile karşılaştırılmıştır. Elde edilen bilgiler, Kullback-Leibler uzaklığının Weibull ve Log-normal dağılımlarının ayrımı için kullanılabileceğini göstermektedir.

(Bromideh ve Valizadeh 2013), Gamma ve Log-normal dağılımları arasından seçim probleminin çözümü için minimize edilmiş Kullback-Leibler uzaklığı oranını önermiştir. İki gerçek veri seti ile karşılaştırma yapmışlar ve simulasyon çalışmaları sonucunda olabilirlik oran testinin iyi sonuç verdiği görülse de, Kullback-Leibler uzaklığının daha yüksek performansa sahip olduğu görülmüştür.

(Biçer ve Biçer 2017), çalışmasında Weibull ve Gamma dağılımları arasından seçim probleminin çözümü için Kullback-Leibler uzaklığına dayalı yöntemi kullanmışlardır. Yapılan simülasyon çalışmaları ile kullanılan yöntem, farklı örneklem büyüklükleri ve dağılımların farklı parametre değerleri için olabilirlik oran testi ile karşılaştırılmıştır. Elde edilen bilgiler, Kullback-Leibler uzaklığının Weibull ve Gamma dağılımlarının ayrımı için kullanılabileceğini göstermiştir.

Kitlenin iddia edilen bir olasılık dağılımına sahip olup olmadığının testi olan uyum iyiliği testleri ile ilgili bazı çalışmalar aşağıdaki gibidir.

Literatürde uyum iyiliği ile ilgili olarak literatürde birçok test istatistiği önerilmiştir. Bu çalışmalardan bazıları Ki kare, Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Cramer Von-Mises, Watson, Kuiper, Shapiro ve Francia, Lilliefors, Vasicek, Cox ve Jarque-Bera tarafından önerilen test istatistikleri vb. olmak üzere bu çalışmalardan bazıları aşağıdaki gibidir.

(Pearson 1900), makalesinde nitel ya da nicel olması durumunda uygulanan istatistiksel verilerin gözlenen frekansları ile beklenen frekanslarının dağılımları arasındaki uyumu ölçen literatürde parametrik olmayan durumda kullanılan ki kare uyum iyiliği testini önermiştir.

(Cramer 1928), makalesinde deneysel dağılım fonksiyonu ile kümulatif dağılım fonksiyonu arasındaki en geniş farkların karelerinin ağırlıklı ortalamasını ölçen uyum iyiliği testi önermiştir.

(Kolmogorov 1933), çalışmasında deneysel dağılım fonksiyonuna dayalı uyum iyiliği testini önermiş, Smirnov (1939) önerilen testi uygulamaya koymuştur.

(Massey 1951), makalesinde Ki kare uyum iyiliği testinden daha iyi sonuçlar veren alternatif dağılımdan bağımsız bir uyum iyiliği testi önermiş, farklı anlam seviyelerinde kritik değerler vermiş ve ki kare testi ile önerilen d testinin önem seviyelerini karşılaştırmıştır.

(Anderson ve Darling 1954), çalışmasında deneysel dağılım fonksiyonuna dayalı kümulatif dağılım fonksiyonunun kuyruklarına ağırlık veren bir test istatistiği önermiştir.

(Watson 1962), makalesinde Cramer istatistiğini karesel formda genişletmiştir ve Cramer tarafından geliştirilen test istatistiği ile kıyasladığında limit dağılımının daha sade ve başarılı olduğunu belirtmiştir.

(Shapiro ve Wilk 1965), makalesinde Üstel dağılım için Üstel dağılıma uygunluk test istatistiği önermiştir.

(Stephens 1974), makalesinde çeşitli örnek genişliklerinde ve çeşitli dağılımlar altında Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Watson, Cramer-von Mises, Kuiper ve Shapiro-Wilk testlerinin farklı örneklem büyüklüklerinde güçleri bakımından karşılaştırmıştır. Bu karşılaştırma sonucunda deneysel dağılım fonksiyonu testlerinin Shapiro-Wilk testine karşı düşük güç değerlerine sahip olduğunu ancak Anderson-Darling testi ve Cramer-Von Mises testlerinin Shapiro-Wilk testine daha yakın güç değerleri verdiğini belirtmiştir.

(Vasicek 1976), tam örneklem durumunda entropiye dayalı normal dağılıma uygunluğun ölçülmesi için bir test istatistiği önermiştir. Testin gücünü çeşitli alternatiflere karşı incelemiş ve önerdiği testi diğer normallik testleriyle karşılaştırmıştır. Önerilen Testi Üstel, Gamma, Düzgün, Beta ve Cauchy alternatif dağılımları için karşılaştırarak test istatistiğinin en az üç alternatife karşı daha fazla güce sahip olduğunu tespit etmiştir.

(Lin ve ark 2008), Malmquist tarafından önerilen problem için tip-2 sağdan sansürlü örneklemlere dayalı basit, uygulaması kolay ve daha az hesaplama gerektiren yeni bir metot önermişlerdir.

(Jarrahiferiz ve Noughabi 2017), ilk olarak tip-2 sansürlü veriler için bazı yeni entropi tahmin edicileri ve bu tahmin edicileri kullanarak uyum iyiliği testleri önermişlerdir. Testlerin kritik değerleri Üstel dağılımın ölçek parametresine bağlı değildir. Yapılan monte carlo simulasyonlarına göre önerilen testlerin monoton artan hazard fonksiyonlu alternatifler için daha güçlü olduğu sonucuna varılmıştır.

Literatürde Kullback-Leibler uyuşmazlık ölçüsü kullanılarak çeşitli dağılım aileleri için tam ve sansürlü örneklemlere dayalı uyum iyiliği testleri önerilmeye başlanmıştır. Bu çalışmalardan bazıları şu şekildedir.

(Arizono ve Ohta 1989), entropi'nin genişletilmiş formu olan Kullback-Leibler uyuşmazlık ölçüsüne dayalı olarak tam örneklem durumunda normal dağılıma uygunluk testi önermişlerdir. Önerdikleri testi güç bakımından K-S, K-S testinin Durbin versiyonu Cramer Von Mises, ağırlıklı Cramer Von Mises ve Ki-Kare uyum iyiliği testleri ile karşılaştırmışlar ve önerdiği testin normal dağılımlarda yapılan karşılaştırmalarda en güçlü test olduğunu göstermişlerdir.

(Şenoğlu ve Sürücü 2004), Normal, Üstel ve Düzgün dağılımları için Kullback-Leibler uyuşmazlık ölçüsü, Shapiro Wilk, Tiku'nun testi ve örnek korelasyon testini kullanarak farklı dağılımlar (çarpık, uzun, kısa kuyruklu simetrik) için test karşılaştırması yapmıştır. Testin sonucunda normalliğe uygunluk tablosunda genel

olarak Kullback-Leibler uyuşmazlık ölçüsüne dayalı testin W testine karşı kısa kuyruklu dağılımlarda uzun kuyruklu dağılımlardan daha fazla güce sahip olduğu görülmüştür.

(Choi ve ark 2004), Kullback-Leibler uyuşmazlık ölçüsüne dayalı olarak üstellik testi önermişlerdir. Shannon entropisi'nin bir tahmin edicisi olarak Van Es ve Correa'nın entropisi kullanılmıştır. Çeşitli uyum iyiliği testleri ile karşılaştırma yapılmış ve diğer testlerden daha fazla güce sahip olduğu görülmüştür.

(Park 2005), tip-2 sansürlü veriler için Kullback-Leibler bilgisine dayalı olarak üstellik testi önermişlerdir. Ki-kare, Weibull ve Gamma gibi alternatif dağılımlar için testin gücü incelenmiş ve teklif edilen istatistiğin monoton artan hazard fonksiyonuna sahip alternatifler için daha yüksek olduğu görülmüştür.

(Lim ve Park 2007), tip-2 sansürlü örneklem durumunda, kısmi Kullback-Leibler uyuşmazlık ölçüsüne dayalı olarak Üstel ve Normal dağılım için monoton azalan hazard fonksiyonuna, monoton artan hazard fonksiyonuna ve monoton olmayan hazard fonksiyonuna sahip farklı dağılımlar için güç karşılaştırması yapmış ve önerilen test istatistiğinin üstellik testi için monoton artan hazard fonksiyonuna sahip dağılımlarda diğer testlerden daha fazla güce sahip olduğu, normallik testi için yapılan karşılaştırmada Tukey (5)'de daha iyi güce sahip olduğu görülmüştür.

(Balakrishnan ve ark 2007), üstellik testi için ilerleyen tip-2 sansürlü verilerde Kullback-Leibler bilgisine dayalı uyum iyiliği testi önermişlerdir. Bazı farklı hazard fonksiyonuna sahip alternatiflerle karşılaştırma yapmış ve sonuç olarak monoton olmayan hazard fonksiyonuna sahip alternatfilerde, testin zaman zaman daha güçlü olduğu görülmüştür.

(Lim ve Park 2007), sansürlü durumda Kullback-Leibler bilgisini genelleştirmek için sansürlü Kullback-Leibler bilgisini önermiştir. Tip 2 sansürlü veri için Kullback-Leibler bilgisine dayalı uyum iyiliği testi geliştirmiş ve Üstel ve Normal dağılım durumda bazı test istatistikleri ile karşılaştırmıştır.

(Rad ve ark 2011), Pareto, Log-normal ve Weibull dağılımları için model parametrelerinin yaklaşık en çok olabilirlik tahmin edicilerini ve en çok olabilirlik tahmin edicilerini kullanarak ilerleyen tip-2 sansürlü veriler için Kullback-Leibler bilgisine dayalı uyum iyiliği testi önermişlerdir. Testin gücünü farklı örnek boyutları altında farklı alternatifler için incelemişlerdir.

(Kohansal ve Rezakhah 2013), üstellik testi için ilerleyen tür tip-2 sansürlü verilerde Kullback-Leibler bilgisine dayalı uyum iyiliği testini önermişlerdir. Bazı farklı hazard fonksiyonuna sahip alternatiflerle karşılaştırma yapmış ve sonuç olarak monoton

olmayan hazard fonksiyonuna sahip alternatiflerde testin zaman zaman daha güçlü olduğu görülmüştür.

(Park ve Pakyari 2015), Kullback–Leibler bilgisini sunmuş, ilerleyen tip 2 sansürlü veriler için uyum iyiliği testlerinin performanslarını karşılaştırmışlardır.

(Elsherpieny ve ark 2017), makalesinde ilerleyen tür sansürlü örneklem durumunda Gamma ve Log-logistic dağılımlarını ayırma problemi üzerinde durmuştur. İki dağılımı ayrımak için en çok olabilirlik oran yöntemi ve minimize edilmiş Kullback-Leibler uyuşmazlığı oranı yöntemi kullanılmıştır. Simulasyon çalışmaları küçük örnek boyutları için doğru seçim olasılıklarını görmek için yapılmıştır. Ayrıca asimptotik sonuçlar, ayırım yapak için gerekli olan minimum örnek boyutunu hesaplamak için kullanılan doğru seçim olasılıkları tahmin edilmiştir.

(Bitaraf ve ark 2017), Verma'nın entropisine dayalı yeni bir Kullback-Leibler uzaklığı testi önermişlerdir. Sonuçlar Normal ve Üstel dağılıma uygunluk için bazı alternatiflere karşı hata kareler ortalaması, kritik değerler ve güçleri bakımından karşılaştırılmıştır.

(Noughabi 2017), makalesinde ilerleyen tür tip 2 sansürlü örneklem altında yeni bir Kullback- Leibler bilgisi kullanarak genel bir uyum iyiliği testi geliştirmiştir. Üstel dağılım için farklı sansür şemaları altında önerilen testi güçleri bakımından karşılaştırmıştır. İki gerçek veri ile örnekler göstermiştir.

(Lequesne ve Regnault 2018), çeşitli dağılım aileleri için Kullback-Leibler ve Shannon entropisine dayalı uyum iyiliği testleri uygulaması için bir R paket programı sunmuşlardır.

(Van Es 1992), makalesinde Shannon entropisine dayalı tahmin entropi tahmin edici önermiştir. Entropi tahmin edicilerinin bilinmeyen yoğunluğa sahip belirli koşullar altında etkili olduğunu kanıtlamıştır.

(Ebrahimi ve ark 1992) makalesinde, Kullback-Leibler bilgisine dayalı üstelliğin uyum iyiliği testini önermiştir. Test'te Vasicek'in entropi tahmini kullanılması nedeniyle pencere boyutu sabitlenmiştir. Çeşitli pencere boyutları önerilmiş ve kritik değerler hsaplanmıştır. Önerilen testin gücü çeşitli alternatifler altında diğer standart testlerle karşılaştırılmıştır. Sonuç olarak önerilen testin daha güçlü test olduğu görülmüştür.

(Correa 1995) makalesinde, lineer regresyona dayalı yeni bir entropi tahmin edicisi önermiştir. Önerilen tahmin ediciyi Vasicek'in testi ile karşılaştırmış ve daha küçük hata kareler ortalamasına sahip olduğunu görmüştür.

(Yousefzadeh ve Arghami 2008) makalesinde, parametrik olmayan entropi tahmini için yeni bir olasılık yoğunluk fonksiyonu tahmin edicisi kullanmış ve bu tahmin ediciyi üstellik ve normallik için test etmiştir. Ayrıca tip-II sansürlü verilerin ortak entropi tahmini için Kullback-Leibler bilgisine dayalı bazı uyum iyiliği testleri kullanmış ve simulasyon yardımı ile en iyi uyum iyiliği testi araştırılmıştır.

(Alizadeh 2010), makalesinde sürekli rasgele değişkenlerin entropi tahminleri için yeni bir tahmin edici önermiştir. Önerilen tahmin ediciyi var olan bazı testlerle karşılaştırmıştır. Ayrıca normallik için yeni bir test önermiş ve önerilen testi yine varolan diğer testlerle karşılaştırmıştır.

(Noughabi ve Noughabi 2013), makalesinde Ebrahimi ve ark.'nın önerdiği testi modifiye ederek sürekli rasgele değişkenlerin entropi tahminleri için yeni bir tahmin edici önermiştir. Tahmin edicinin tutarlılığını kanıtlamış ve Vasicek'in tahmin edicisi ile karşılaştırmıştır. Önerilen testin diğer testlerden daha küçük hata kareler ortalamasına sahip olduğu anlaşılmıştır. Son olarak gerçek bir veri seti sunularak analiz edilmiştir.

(Noughabi ve Jarrahiferiz 2019), makalesinde tam örneklem durumunda Gumbel Dağılımı için entropiye dayalı uyum iyiliği için bazı testler önermiştir. Önerilen test istatistikleri farklı entropi tahminleri kullanılarak oluşturulmuştur. Çeşitli örneklem boyutları için kritik değerler ve güçler monte carlo simulasyonu yardımı ile oluşturulmuştur. İki gerçek veri seti ile Gumbel dağılımı modellenmiştir. Bu tez çalışmasının literatüre katkıları

- Kullback-Leibler uyuşmazlığı ilk kez tezde yer alan Weibull, Üstelleştirilmiş Üstel, Üstel-Poisson ve Üstel Geometrik dağılımları için uyum iyiliği ölçüsü olarak kullanılmıştır.
- Tam ve sansürlü örneklem durumu ilk kez bu dağılımlar için aynı çalışmada yer almıştır.
- Bant genişliği (w)'nun önemi ilk kez Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı olarak önerilen dağılımlar için vurgulanmıştır.
- Karşılaştırılan TV, TC ve TVE test istatistikleri ilk kez popüler bir test olan K-S testine göre kıyaslanmıştır
- Kullback-Leibler uyuşmazlığı Weibull, Üstelleştirilmiş Üstel, Üstel-Poisson ve Üstel Geometrik dağılımları için bant genişliğine göre w'ya göre kritik değerler elde edilmiş ve güçler hesaplanmıştır.

şeklinde sıralanabilir.

Bu çalışmada tam örneklem durumunda bazı testler için ve ilerleyen tür sansürlü örneklem altında Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı olarak çeşitli sürekli dağılım aileleri için uyum iyiliği testlerinin ele alınması, kritik değerlerin hesaplanması ve farklı alternatifler altında güç karşılaştırmalarının elde edilmesi amaçlanmaktadır. Elde edilecek testler için kritik değerler ve güçler en iyi ve en kötü bant genişliği durumunda simulasyon çalışması yardımıyla elde edilecektir.

2. TEMEL KAVRAMLAR

Bu bölümde tezde kullanılan temel kavramlara yer verilmiştir.

2.1 Uyum İyiliği Testi

Uyum iyiliği testi, bir *n* birimlik örneklemin alındığı kitlenin dağılımının yokluk hipotezinde iddia edilen dağılım olup olmadığını test etmektedir. Yani uyum iyiliği testleri, $X_1, X_2, ..., X_n$ bilinmeyen F dağılım fonksiyonuna, f olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahip n birimlik bir örneklem olmak üzere

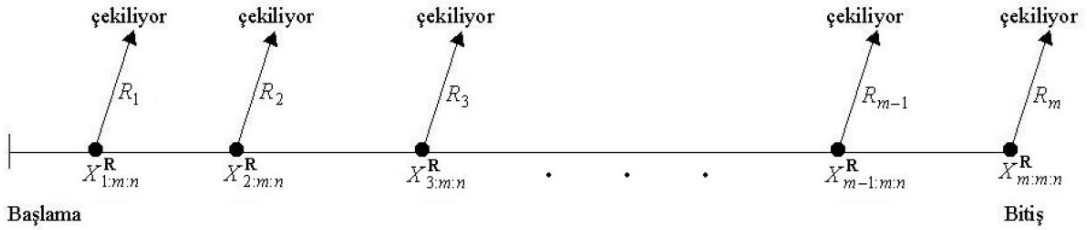
$$H_0 : F = F_0$$
$$H_1 : F \neq F_0$$

şeklindeki hipotezleri test etmektedir. Uyum iyiliği testlerinde, gözlenen değerler ile, kitlenin dağılımdan (Weibull, Üstel, Poisson,...) elde edilen değerler karşılaştırılarak örneklem verisinin kitleyi temsil ettiğine inanılan olasılık dağılımına ne kadar uyup uymadığı araştırılır. Uyum iyiliği testleri çok uzun zamandır istatistiksel olarak önemli araştırma konularından biri olmuştur. Uyum iyiliği testleri, örneklem ve H_0 yokluk hipotezinde iddia edilen kitleden elde edilen bazı uzaklık veya uyuşmazlık ölçülerine dayalı olarak oluşturulmaktadır. Bu konu ile ilgili olarak ilk çalışma (Pearson 1900)'ın önerdiği ki kare uyum iyiliği testidir. Yöntemin basit olması nedeniyle yıllarca birçok alanda uygulanmıştır. Ancak daha sonraki yıllarda daha duyarlı olan deneysel dağılım fonksiyonlarına dayalı teknikler önerilmiştir. Bu tez çalışmasında ise Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı uyum iyiliği testleri farklı dağılımlar, örneklemler ve test istatistiklerine göre incelenecektir.

2.2 İlerleyen Tür Tip-II Sağdan Sansürleme

(Aggarwala 1996) tarafından önerilen ilerleyen tür tip-II sağdan sansürlü örnekleme, yaşam zamanı analizlerinde veri elde etmede önemli bir yöntemdir. Bu yöntemde her bir bozulma anında, önceden belirlenen sayıda çalışan parça deneyden çıkartılır ve bu suretle çekilen parçalar diğer bir test için kullanılabilir. Bu yöntem ile çalışmanın maliyeti ve deney süresi azaltılabilmektedir. İlerleyen tür tip-II sağdan sansürleme şeması şu şekilde tanımlanmaktadır:

n sayıda özdeş bileşenin yaşam zamanlarını gözlediğimiz bir yaşam testine tabi tutulduğu düşünülsün. Sistemde meydana gelen 1. bozulma ile R_1 sayıda bileşen sistemden çekilir ve daha sonra geriye kalan $n-R_1-1$ bileşenden, 2. bozulma ile R_2 sayıda bileşen sistemden çekilir ve böylece m. bozulma ile R_m sayıda bileşenin sistemden çekilmesiyle *m* tane bileşenin bozulma zamanları gözlenir. Bu şekilde elde edilen *m* hacimli örnekleme "ilerleyen tür tip-II sağdan sansürlü örneklem" denir ve $X_{1:m:n}^{\mathbf{R}}, X_{2:m:n}^{\mathbf{R}}, \ldots, X_{m:m:n}^{\mathbf{R}}$ şeklinde gösterilir. Burada $n = m + \sum_{i=1}^{m} R_i$ biçimindedir ve $\mathbf{R} = (R_1, R_2, ..., R_m)$ sansür şeması olarak adlandırılır. Şekil 2.1'de ilerleyen tür tip-II sağdan sansürlü örneklem planı verilmiştir.



Şekil 2.1. İlerleyen tür tip 2 sağdan sansürlü örneklem planı

Olasılık yoğunluk fonksiyonu *f* ve dağılım fonksiyonu *F* olan bir kitleden alınan ilerleyen tür tip-II sağdan sansürlü $X_{1:m:n}^{\mathbf{R}}, X_{2:m:n}^{\mathbf{R}}, \ldots, X_{m:m:n}^{\mathbf{R}}$ örnekleminin ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f_{X_{1:m:n}^{\mathbf{R}}, X_{2:m:n}^{\mathbf{R}}, ..., X_{m:m:n}^{\mathbf{R}}}(x_1, x_2, ..., x_m) = c\prod_{i=1}^{m} f(x_i)\left[1-F(x_i)\right]^{R_i} \tag{2.1}$$

gibi elde edilir. Burada,

$$c = n(n-R_1-1)\times\cdots\times(n-R_1-R_2-\cdots\bar{R}_{r-1}-m+1) \tag{2.2}$$

biçimindedir. Tezin ilerleyen bölümlerinde "ilerleyen tür tip-II sağdan sansürleme" yerine kısaca "ilerleyen tür sansürleme" ifadesi kullanılacaktır.

2.3 Entropi

Bilgi kuramı, bilginin elde edilmesi, aktarılması, işlenmesi ve depolanmasına ilişkin nicel kanunlar bütünüdür. Bilginin aktarılması sürecindeki rasgelelik olgusu bilgi kuramında istatistiksel yöntemlerin kullanılmasını kaçınılmaz hale getirmiştir. Entropi ise bilgi kuramı içerisinde yer almaktadır. Bir rasgele değişkenin entropisi, bu rasgele değişkenin belirsizliğinin bir ölçüsü olarak tanımlanmaktadır. Diğer bir ifadeyle; belirsizlik bilgi eksikliğidir (Brillouin 1960). Entropi ya da belirsizliğin istatistiksel olarak nasıl ifade edileceği 1948 yılında Shannon tarafından incelenmiştir. Shannon bir sistemde entropi miktarı ne kadar düşükse bilgi oranının o kadar fazla olacağını belirtmiştir. Shannon X sürekli rasgele değişkenine ilişkin entropiyi ya da belirsizliği;

$$H(f) = -\int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log f(x)\, dx \tag{2.3}$$

şeklinde göstermiştir.

Uygulamalarda belirsizlik ölçüsü olarak en çok Shannon entropisi kullanılmasına rağmen, Renyi entropisi biyoloji alanında, Tsallis entropisi ise istatistik uygulamalarında sıkça kullanılmaktadır (Tsallis ve ark 1998, Renyi 2007). Shannon entropisinin; süreklilik, simetriklik, toplanabilirlik ve ilgilenilen olayların eşit olasılığa sahip olduğu durumda, maksimum entropi özellikleri bulunmaktadır.

2.4 Kullback-Leibler Uyuşmazlığı

Kullback-Leibler uyuşmazlığı ilk olarak (Kullback ve Leibler 1951) tarafından tanımlanmıştır. Kullback-Leibler uyuşmazlığı bir X rasgele değişkeni için söz konusu olabilecek f ve g gibi iki olasılık yoğunluk fonksiyonu arasındaki uzaklığın simetrik olmayan bir ölçüsüdür ve metrik değildir. f ve g arasındaki Kullback-Leibler uyuşmazlığı $D_{KL}(g:f)$ ile gösterilmek üzere,

$$D_{KL}(g:f) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) \log \frac{g(x)}{f(x)}\, dx \tag{2.4}$$

şeklinde tanımlanır. Buradan Kullback-Leibler uyuşmazlığı Shannon entropisi cinsinden

$$D_{KL}(g:f) = -H(g) - \int_{-\infty}^{\infty} g(x)\log f(x)dx \tag{2.5}$$

olarak ifade edilebilmektedir. Burada H Eşitlik (2.3)'de verildiği gibidir.

2.4.1 Maksimum Entropi (Belirsizlik) ve Güvenilirlik Dağılımları

Bir rasgele değişkene ilişkin, bilgi olarak yalnızca ortalama değerleri verildiğinde, sonsuz sayıda uygun dağılım bulunabilir. (Jaynes 1982) olabilecek bütün dağılımlar arasından verilen kısıtlara uygun maksimum entropiye sahip olan dağılımın seçilmesi gerektiğini öne sürmüştür. Shannon entropisini maksimize ederek sistemin dağılımını belirleyen bu yönteme Maksimum entropi ilkesi denilmektedir.

Rasgele değişkene ve istenilen kısıtlara uygun çok sayıda dağılım bulunmaktadır. Entropiyi maksimum yapan dağılım ise bu dağılımlar arasında en yansız olanıdır. Laplace'nin ünlü yetersiz sebep ilkesi her bir olasılığın negatif olmaması ve olasılıkların toplamının bir olması dışında rasgele değişkene ilişkin başka hiçbir bilgiye sahip olunmaması durumunda, düzgün dağılımın, var olan bilginin en tatmin edici temsilcisi olduğunu varsaymaktadır. Maksimum entropi ilkesi de, bu ilkenin doğal bir uzantısıdır.

Bir X rastlantı değişkeninin sonlu sayıda $x_1, x_2, ..., x_n$ durumlarında bulunma olasılıkları $p_1, p_2, ..., p_n$ olsun. Bu değişkene bağlı olan $f_1(x), f_2(x), ..., f_m(x)$ fonksiyonlarının beklenen değerleri $\beta_1, \beta_2, ..., \beta_m$ ile gösterilirse,

$$\sum_{i=1}^{n} p_i f_r(x_i) = \beta_r, \quad r = 1, ..., m$$

ifadesi yazılabilir. Ayrıca olasılık değerleri arasında $\sum_{i=1}^{n} p_i = 1$ eşitliğinin olması gerektiği bilinmektedir. Verilen bu iki denklemi sağlayan birçok dağılım bulunmaktadır. Maksimum entropi ilkesinde amaç, bu dağılımlar arasından maksimum entropiye sahip olan dağılımın seçilmesidir. Bu amaçla, Eşitlik 2.3'de

tanımlanan Shannon entropisi maksimize edilerek uygun p_i olasılık değerleri elde edilmektedir. Maksimum entropi ilkesine giren belirli kısıtlar, en yaygın kullanılan güvenilirlik modellerinde meydana gelen olasılık yoğunluk fonksiyonlarındaki bilinmeyen parametreleri belirleyen yeterli istatistik sınıfı olarak tanımlanmaktadır. Bu şekilde, maksimum entropi ilkesinin, başarısızlık analizinde hâkim olan uygulamayla tamamen uyumlu olduğu gösterilmiştir. Diferansiyel entropinin maksimizasyonu, hazard oranının logaritmasının beklenen değerinin en aza indirilmesine eşdeğerdir. Diferansiyel entropinin davranışı, başarısızlık koşullarındaki değişimin veya eksikliğin bir göstergesi olarak kullanılmaktadır. Bir sistemin, bir parçanın belirli bir anda meydana gelen bozulmalarını düşünelim. Bu tür bozulmalar bir anda meydana geldiğinden anlık bozulmalar denilmektedir. Başarısızlık zamanı ise sıfır ile sonsuz arasında tipik bir aralık olan sürekli bir rastgele değişken olarak alınır. (Bury 1975) tarafından listelenen başarısızlık olasılık modelleri düşünülürse, genellikle aynı tip sistemlerdeki bozulma zamanlarının istatistiksel olarak bağımsız olduğu ve aynı dağılıma sahip olduğu bilinmektedir. (Jaynes 1982) tarafından maksimum entropi ilkesi için eksik bilgiye dayalı çıkarımlar yaptığımızda, bunları elimizdeki bilginin izin verdiği maksimum entropiye sahip olasılık dağılımından çıkarmalıyız şeklinde sezgisel bir tanım verilmiştir.

Güvenilirlik verilerinin (Tribus 1962, Evans 1969) tarafından tartışılmasında maksimum entropi ilkesi getirilmiş olmasına rağmen, pratikte henüz çok açık bir etkiye sahip olmadığını söylemek doğrudur. Nitekim (Evans 1969) tarafından yıllar önce ifade edilen değerlendirme hala yaygın görünmektedir. (Evans 1969) maksimum entropinin biçimciliğinin yanıltıcı bir şekilde kullanımının kolay olduğu sonucuna varmış ve kısıtlılıkların bilgiyi doğru bir şekilde tanımladığından emin olmanın zor bir iş olduğunu ve güvenilirlik için hala çözülemediğini düşünmüştür. Bununla birlikte, ilke o kadar önemlidir ki, ilkenin kullanımındaki kısıtlamalar ve mantıksal çelişkilerle ilgili bu zorluklar, teorisyenlerin dikkatini çekmektedir.

Bununla birlikte maksimum entropi ilkesiyle yeterli istatistiğin ilişki olması nedeniyle, yeterli istatistik hakkında aşağıda kısa bir bilgi verilmiştir. Bu ilişkiden daha önce (Jaynes 1978) tarafından bahsedilmiş, (Tikochinsky ve ark 1984) tarafından ise ayrıntılı olarak tartışılmıştır.

Bir istatistik, herhangi bir parametreye bağlı olmayan bir veya daha fazla rastgele değişkenin bir fonksiyonudur. Olasılık dağılımına giren bilinmeyen

parametreleri belirlemek için bunlarla ilgili bilgi yeterliyse bu istatistik yeterli bir istatistikdir (Hogg ve Craig 1965, Huzurbazar 1976). Örneğin, üstel dağılım için birinci moment yeterli bir istatistiktir. Kısaca, yeterli istatistik uygun bir olasılık dağılımının bilinmeyen parametreleri hakkında veri kümesindeki ilgili bilgilerin tamamını içermektedir.

Belirli bir sistem için bozulma zamanlarının olasılık dağılımının bilinmesi, bozulma verilerinin analizinde başlıca hedeftir. Bu olasılık dağılımı, aynı parametrelere sahip dağılımın aynı düzene sahip bir sistem için farklı veri kümelerinde uygun olması durumunda, yeterli istatistiğin mevcut olduğu olasılık dağılımları kullanılmaktadır. Bu bağlamda önemli bir teorem (Fisher 1922) tarafından belirtilmiştir. (Koopman 1936) ve (Pitman ve Wishart 1936, Barankin ve Maitra 1963) tarafından kurulmuştur ve şimdi sıklıkla Koopman-Pitman teoremi olarak adlandırılmaktadır.

Koopman-Pitman teoremine, olasılık dağılımındaki belirli düzenlilik koşulları altında (bu, güvenilirlik verilerinin tanımlanmasında kullanılan tipik olasılık dağılımları ile karşılanabilir) olasılık dağılımının parametreleri için yeterli istatistik, ancak ve ancak olasılık dağılımı üstel aileye aitse mevcuttur değilse mevcut değildir.

Maksimum entropi ilkesinin olağan uygulamalarından ve ilgili minimum bilgi ilkesinden (Evans 1969) kaynaklanan olasılık dağılımlarının tümü üstel aileye aittir. Maksimum bilgi ilkesi kavramı, ilk olarak ayrıntılı olarak (Kullback ve Leibler 1951) tarafından tartışılmış ve daha sonra (Kullback 1978) tarafından kapsamlı bir şekilde ele alınmıştır. Sonuç olarak, maksimum entropi ilkesi, yeterli istatistikler ve başarısızlık verilerinin analizi arasındaki ilişkiyi daha yakından inceleyebiliriz.

Aynı parametrelere sahip belirli bir olasılık dağılımının aynı sistem türünün farklı bölümleri için geçerli olduğu varsayımı altında, başarısızlık analizi, parametreler için yeterli istatistiklerin tanımlanmasını içermektedir. İlgili olasılık dağılımı minimum bilgi veya maksimum entropi ilkesinden türetilebiliyorsa, yeterli istatistikler sadece kısıtlardır. Bir sürekli rastgele değişken için maksimum entropi (ve minimum bilgi) olasılık dağılımının üstel aileye aittir. Bu nedenle, yeterli istatistiklere sahip dağılımların alt kümesidirler. İkincisi, yeterli istatistikler maksimum entropi ilkesine giren kısıtlıklara karşılık gelir.

Diferansiyel entropinin bir kavram olarak kullanımı, bazen değerinin rasgele değişkenin bire bir dönüşümü altında değiştiği temelinde sorgulanır, burada sıralama parametresi t'dir. Aşağıda diferansiyel entropinin dönüşüm özelliklerinin dezavantaj olmaktan uzak bir şekilde, başarısızlık analizini yeni bir şekilde düşünmek için dikkat

çekilmiştir. Bu iddianın temeli, diferansiyel entropi ile hazard oranının (Rajagopal ve Teitler 1987) logaritmasının beklenen değeri arasındaki bir ilişkidir. Sonuç, tüm olasılık dağılımları için geçerlidir.

$dF_T = f_T(t)dt$ ve $\int_0^1 \ln(1-x)dx = -1$ olmak üzere, $S_T(t) = 1 - E\{\log \lambda_T(t)\}$ şeklindedir.

Maksimum diferansiyel entropide, hazard oranının logaritmasının beklenen değeri minimumdur. $S_T(t)$ (diferansiyel entropi), $E\{\log \lambda_T(t)\}$ (t değişkeni için hazard oranı) ile ortaya çıkan; dönüşümün başarısızlık koşullarındaki bir değişikliği (değişim eksikliğini) anlamına gelmektedir. Bu esneklik, aynı tipteki farklı sistem gruplarının, aynı parametreler ile belirli bir olasılık dağılımı açısından tanımlandığı varsayımının biraz gevşemesine izin vermektedir. Genel olarak, bir zaman veya sıralama parametresi, monoton olarak artan pozitif bir kümülatif fonksiyondur. Sıralama parametresinin bir dönüşümü, iki sıralama parametresi arasında bire bir ilişki anlamına gelir, öyle ki, dönüştürülmüş parametrenin orijinal parametreye göre türevi, hemen hemen her yerde, yani muhtemelen izole edilmiş noktalar dışında pozitif ve sonludur. (Teitler ve ark 1986).

2.4.2 Entropi Tahmini

X bir rasgele değişken, F bu rasgele değişkenin dağılım fonksiyonu ve f olasılık yoğunluk fonksiyonu olmak üzere, 1948 yılında Shannon kendi ismi ile adlandırdığı Shannon entropi'sini,

$$H(f) = -\int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log f(x) dx \tag{2.6}$$

şeklinde göstermiştir. (Kullback 1978), bir $f(x)$ ve $g(x)$ gibi iki dağılım arasındaki uyuşmazlığı ise aşağıdaki gibi ifade etmiştir.

$$I(g:f) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) \log \frac{g(x)}{f(x)} dx \tag{2.7}$$

$I(g:f)$, $I(g:f)\geq 0$, olmak üzere $g=f$ durumunda, bazı yazarlar tarafından uyum iyiliği testi olarak düşünülmüştür (Arizono ve Ohta 1989, Ebrahimi ve ark 1992).(Arizono ve Ohta 1989) ve (Ebrahimi ve ark 1992) tarafından sunulan makalelerde Kullback-Leibler bilgisine dayalı test istatistikleri üstellik testi için çok iyi performans göstermiştir. (Balakrishnan ve ark 2007) tarafından ilerleyen tür sansürleme olarak düşünülmüştür. Ancak ilerleyen tür sansürleme olarak genelleştirilmesi çok mümkün görülmemiştir. Çünkü, ilerleyen tür sansürlü veri için ortak entropi tahminine yani m boyutlu integralin çözümüne ihtiyaç duyulmuştur.

Bilindiği gibi, birçok yaşam testi ve güvenilirlik çalışmasında, tüm deney birimleri için bozulma süreleri hakkında tam bilgi elde edilemeyebilir. Ayrıca, testle ilgili maliyet ve zamanı azaltmak için birimlerin bozulmadan önce çıkarılmasının planlandığı durumlarda vardır. Bunlar ve diğer nedenlerden dolayı, (Nelson 1982) tarafından ilerleyen tür sansürleme konusu tartışılmıştır. Geleneksel Tip-I ve Tip-II sansürleme, deneyin son noktası dışındaki durumlarda birimlerin kaldırılmasına izin verecek kadar esnek değildir. Bunun yerine, ilerleyen tür sansürleme düşünülmüştür. $X_{1:m:n}, X_{2:m:n},\ldots, X_{m:m:n}$ ilerleyen tür sansürlü sıra istatistikleri için ortak entropi (Park 2005) tarafından aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$H_{1\ldots m:m:n} = -\int_{-\infty}^{\infty}\ldots\int_{-\infty}^{x_{2:m:n}} f_{X_{1:m:n},X_{2:m:n},\ldots,X_{m:m:n}}(x_1,x_2,\ldots,x_m) \times \log\left(f_{X_{1:m:n},X_{2:m:n},\ldots,X_{m:m:n}}(x_1,x_2,\ldots,x_m)\right) \times dx_1\cdots dx_m \tag{2.8}$$

Yukarıda yer alan formülde, $f_{X_{1:m:n},X_{2:m:n},\ldots,X_{m:m:n}}(x_1,x_2,\ldots,x_m)$, $X_{1:m:n}, X_{2:m:n},\ldots, X_{m:m:n}$ örnekleminin ortak olasılık yoğunluk fonksiyonudur ve

$$f_{X_{1:m:n},X_{2:m:n},\ldots,X_{m:m:n}}(x_1,x_2,\ldots,x_m) = c\prod_{i=1}^{m} f(x_i)\left[1-F(x_i)\right]^{R_i}, \tag{2.9}$$

şeklindedir (Balakrishnan ve Aggarwala 2000). Burada,

$c = n\left(n - R_1 - 1\ \right)...\left(n - R_1 - R_2 - \cdots \bar{R}_{m-1} - m + 1\ \right)$ biçimindedir. $H_{1...m:m:n}$, m boyutlu bir integraldir. Bu çok boyutlu integrali basit bir şekilde çözmek gerekmektedir. Olağan tekli ve ardışık sıra istatistiklerinin entropisinin basit hesaplanması (Park 1995) ve (Park 2005) tarafından incelenmiştir. Aşağıda $h(x)$ hazard fonksiyonu bakımından, (2.10) eşitliğin tekli integral hesaplamasının

$$H_{1...m:m:n} = -\log c + m - \int_{-\infty}^{\infty} \sum_{i=1}^{m} f_{X_{i:m:n}}(x) \log h(x)\, dx \tag{2.10}$$

ayrıntıları verilmiştir.

(Teitler ve ark 1986) makalesinde, (2.6) eşitliğini hazard fonksiyonu bakımından,

$$H_{1:1:1} = 1 - \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log h(x)\, dx \tag{2.11}$$

birinci bozulma meydana geldiğinde ortaya çıkan entropi olarak göstermiştir.

$$H_{1:m:n} = -\log n + 1 - \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_{1:m:n}}(x) \log h(x)\, dx \tag{2.12}$$

(Balakrishnan ve ark 2007) tarafından ortak entropi $H_{1...m:m:n}$'de çözülmesi gereken çoklu integral aşağıdaki şekilde tek bir integral olarak basitleştirilmiştir.

$$H_{1:m:n} = -\log c + n\bar{H}_{1...m:m:n} \tag{2.13}$$

burada,

$$\bar{H}_{1...m:m:n} = \frac{m}{n} - \frac{1}{n} \int_{-\infty}^{\infty} \sum_{i=1}^{m} f_{X_{i:m:n}}(x) \log h(x) \tag{2.14}$$

şeklindedir. (2.14) eşitliğinde yer alan $\bar{H}_{1...m:m:n}$ fonksiyonu $\log f(x)$ bakımından ifade edecek olursak;

$$\bar{H}_{1...m:m:n} = E\left(\int_0^T \log\left(\frac{d}{dp} F^{-1}(P) \right) dp \right) - E[1-T] \log[1-T], \tag{2.15}$$

şeklinde ifade edilir. Burada T olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f_T(t)=\frac{1}{n}\sum_{r=1}^{m}\sum_{i=1}^{r}D_r(\gamma_i-1)(1-t)^{\gamma_i-2},\quad 0<t<1, \tag{2.16}$$

gösterilen ve beklenen değeri, $E(T)=\frac{m}{n}$ olan bir rasgele değişkendir. (Balakrishnan ve ark 2007), (2.15) eşitliğini yaklaşık olarak,

$$\bar{H}_{1\ldots m:m:n}=\int_0^{E(T)}\log\left(\frac{d}{dp}F^{-1}(p)\right)dp-\left[1-E(T)\right]\log\left[1-E(T)\right] \tag{2.17}$$

şeklinde ifade ederek, böyle bir integrali Riemann'ın toplamı ile yaklaşık olarak hesaplamıştır. $p_{i:m:n}$ 'ler, $U_{i:m:n}$ rasgele değişkeninin beklenen değeri

$$p_{i:m:n}=E\left[F\left(X_{i:m:n}\right)\right]=E\left(U_{i:m:n}\right),i=1,2,\cdots,m \tag{2.18}$$

olmak üzere; p rasgele değişkeninin dağılım fonksiyonu'nun tersinin türevi, $F^{-1}(p)$' yi,

$$\frac{\left(x_{i+w:m:n}-x_{i-w:m:n}\right)}{p_{i+w:m:n}-p_{i-w:m:n}} \tag{2.19}$$

eşitliği ile tahmin etmiştir. Burada $x_{i\pm w:m:n}$'ler uygunluğu ölçülen dağılımdan alınan m birimlik örneklemdir. $\bar{H}_{1\ldots m:m:n}$ fonksiyonu için tahmin değerinin

$$H(w,n,m)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}\log\frac{\left(x_{i+w:m:n}-x_{i-w:m:n}\right)}{E\left(U_{i+w:m:n}\right)-E\left(U_{i-w:m:n}\right)}-\left(1-\frac{m}{n}\right)\log\left(1-\frac{m}{n}\right) \tag{2.20}$$

gibi elde edileceğini göstermiştir. Burada $U_{1:m:n},U_{2:m:n},\ldots,U_{m:m:n}$ $U(0,1)$ dağılımından alınan *m* birimlik ilerleyen tür sansürlü örneklemdir ve

$$a_i = i + \sum_{j=m-i+1}^{m} R_j, \; i = 1,2,\ldots,m$$
$$\alpha_i = \frac{a_i}{1+a_i}, \; i = 1,2,\ldots,m \tag{2.21}$$

olmak üzere $U_{i:m:n}$ rasgele değişkeninin beklenen değeri

$$E\left(U_{i:m:n}\right) = 1 - \prod_{j=m-i+1}^{m} \alpha_j, \; i = 1,2,\ldots,m \tag{2.22}$$

olarak elde edilir (Balakrishnan ve Aggarwala 2000).

2.4.3 Sansürlü Örneklem Durumunda Kullanılan Test İstatistiği

(Noughabi 2017), Kullback-Leibler bilgisi $I_{1\ldots m:m:n}\left(f,\, \mathrm{g};\theta\right)$'yi tahmin etmek için; $TA(w,n,m) = -H\left(w,n,m\right) - HA(w,n,m)$ test istatistiğini önermiştir. Burada $H\left(w,n,m\right)$ (Balakrishnan ve ark 2007)'nın $\bar{H}_{1\ldots m:m:n}$'nin tahmin edicisidir. $HA(w,n,m)$ise;

$$HA(w,n,m) = \sum_{i=1}^{m} \log\left\{\frac{G\left(X_{(i+w:m:n)};\hat{\theta}\right) - G\left(X_{(i-w:m:n)};\hat{\theta}\right)}{X_{i+w:m:n} - X_{i-w:m:n}}\right\} + \sum_{i=1}^{m} R_i \log\left\{1 - G\left(X_{(i+w:m:n)};\hat{\theta}\right)\right\} \tag{2.23}$$

şeklinde hesaplanır. İlerleyen tür sansürlü örneklem altında olabilirlik fonksiyonu ise;

$$\frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{m} \log g\left(x_i;\theta\right) + \sum_{i=1}^{m} R_i \log\left(1 - G\left(x_i;\theta\right)\right)\right) \tag{2.24}$$

eşitliği ile hesaplanır. Sonuç olarak $I_{1\ldots m:m:n}\left(f,\, \mathrm{g};\theta\right)/n$'e dayalı önerilen test istatistiği;

$$TA(w,n,m) = -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}\log\left\{\frac{\left(X_{(i+w:m:n)} - X\left(_{i-w:m:n}\right)\right)}{E\left(U_{i+w:m:n}\right) - E\left(U_{i-w:m:n}\right)}\right\} + \left(1-\frac{m}{n}\right)\log\left(1-\frac{m}{n}\right)$$

$$-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}\log\left\{\frac{G\left(X_{(i+w:m:n)};\hat{\theta}\right) - G\left(X_{(i-w:m:n)};\hat{\theta}\right)}{X_{(i+w:m:n)} - X_{(i-w:m:n)}}\right\} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m} R_i \log\left\{1 - G\left(X_{(i+w:m:n)};\hat{\theta}\right)\right\}$$

$$= -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}\log\left\{\frac{G\left(X_{(i+w:m:n)};\hat{\theta}\right) - G\left(X_{(i-w:m:n)};\hat{\theta}\right)}{X_{(i+w:m:n)} - X_{(i-w:m:n)}}\right\} + \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m} R_i \log\left\{\frac{1-m/n}{1-G\left(X_{(i:m:n)};\hat{\theta}\right)}\right\} \tag{2.25}$$

şeklindedir. Burada G, boş hipotez altında g'nin dağılım fonksiyonudur. w pencere boyutu, $w \le m/2$, $i<1$için $X_{(i:m:n)} = X_{(1:m:n)}; i>m$ için $X_{(i:m:n)} = X_{(m:m:n)}$ ve $\hat{\theta}$' θ'nın tutarlı bir tahmin edicisidir.

2.4.4 Tam Örneklem Durumunda Kullanılan Test İstatistikleri

Bu bölümde tam örneklem durumunda kullanılan test istatistikleri tanıtılacaktır.

2.4.4.1 Vasicek'in Testi

X sürekli rasgele değişkeninin entropisi $H(f)$ aşağıdaki gibi olmak üzere;

$$H(f) = -\int_{-\infty}^{\infty} f(x)\log f(x)\,dx \tag{2.26}$$

bir rasgele örneğe dayalı entropi tahmini birçok yazar tarafından çalışılmıştır. Bu tahmin ediciler arasında Vasicek'in entropisi en popüleridir ve uygulamada sıkça kullanılmaktadır.

$$HV_{mn} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}\log\left\{\frac{n}{2m}X_{(i+m)} - X_{(i-m)}\right\} \tag{2.27}$$

şeklindedir. Burada, m pencere boyutu $n/2$'den daha küçük pozitif tamsayıdır, $i<1$ ise $X_{(i)} = X_{(1)}$, $i>n$ ise $X_{(1)} \le X_{(2)} \le ... \le X_{(n)}$ olmak üzere n boyutlu rasgele

örnekleme dayalı sıra istatistikleridir. Vasicek'in entropisi normal dağılıma uygunluk için geliştirilmiştir. σ standart sapmalı tüm dağılımlar için $H(f)$ maksimize edilmektedir. $X_1, X_2, ..., X_n$, F dağılım fonksiyonuna sahip, f olasılık yoğunluk fonksiyonlu bilinmeyen sürekli olasılık dağılımından alınan rasgele örneklem olmak üzere; bazı $(\mu,\sigma)\in\Theta$ için ilgili hipotez,

$$H_0 = f(x) = f_0(x;\mu,\sigma) \tag{2.28}$$

şeklindedir. Burada μ,σ belirsiz ve $\Theta = \square \times \square^{+}$'dır. H_0'a alternatif olarak, herhangi bir $(\mu,\sigma)\in\Theta$ $(\mu,\sigma)\in\Theta$ için;

$$H_1 : f(x) \neq f_0(x;\mu,\sigma),\ \forall\, x\in\square \text{ için} \tag{2.29}$$

(Noughabi ve Arghami 2013) tarafından teklif edilen metodolojiye göre, H_0 ve H_1 arasındaki iki hipotez hakkında ayırım yapmak için, Kullback- Leibler bilgisine dayalı fonksiyon uygulanmıştır.

$$\begin{aligned} D(f : f_0;\theta) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x)\log\frac{f(x)}{f_0(x;\theta)}dx \\ &= -\mathrm{H}(f) - \int_{-\infty}^{\infty} f(x)\log\{f_0(x;\theta)\}dx \end{aligned} \tag{2.30}$$

şeklindedir. Burada $\mathrm{H}(f)$, f ve $\theta=(\mu,\sigma)$'nın entropisidir. $D(f : f_0;\theta)$, f ve f_0 arasındaki ayırımın bir ölçüsüdür. (Noughabi ve Arghami 2013), $\hat{D}_{\inf}$'nin büyük değerleri için H_0'ın red edileceğini önermiştir.

$$\begin{aligned} \hat{D}_{\inf} &= -HV_{mn} - \sup_{\theta\in\Theta}\left\{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left(f_0(x_i;\theta)\right)\right\} \\ &= -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left\{\frac{n}{2m}X_{(i+m)} - X_{(i-m)}\right\} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left(f_0\left(X_i;\hat{\theta}\right)\right) \end{aligned} \tag{2.31}$$

Burada, HV_{mn} Vasicek'in entropi tahmin edicisi ve $\hat{\theta}$ ise θ'nın en çok olabilirlik tahmin edicisidir. Gumbel dağılımı için elde edilen test istatistiği;

$$\hat{D}_{\inf} = TV_{mn} = -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left\{\frac{n}{2m}X_{(i+m)} - X_{(i-m)}\right\} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left(f_0\left(X_i;\hat{\theta}\right)\right)$$
$$= -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left\{\frac{n}{2m}X_{(i+m)} - X_{(i-m)}\right\} + \log\left(\hat{\sigma}\right) + \frac{1}{n}\left(-\frac{X_i - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right) + \frac{1}{n}\exp\left(-\frac{X_i - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right) \quad (2.32)$$

şeklindedir. $\hat{\mu}$ ve $\hat{\sigma}$, μ ve σ' nın en çok olabilirlik tahmin edicileridir ve numerik yöntemlerle elde edilmiştir. Bu test istatistiği, (Pérez-Rodríguez ve ark 2009) tarafından önerilen teste eşittir. (Noughabi ve Jarrahiferiz 2019) Vasicek'in entropi tahmin edicisi yerine varolan diğer entropi tahmin edicileri kullanılmıştır. $TV > CV$ ise H_0 hipotezi red edilir.

2.4.4.2 Van Es'in Testi

(Van Es 1992), Shannon entropisine dayalı bir tahmin edici önermiştir. Van Es'in tahmin edicisi,

$$HVE_{mn} = \frac{1}{n-m}\sum_{i=1}^{n-m}\log\left(\frac{n+1}{m}\left(X_{(i+m)} - X_{(i)}\right)\right) + \sum_{k=m}^{n}\frac{1}{k} + \log\left(m\right) - \log\left(n+1\right) \quad (2.33)$$

şeklindedir. Test İstatistiği ise;

$$TVE_{mn} = -HVE_{mn} + \log\left(\hat{\sigma}\right) + \frac{1}{n}\left(\frac{X_i - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right) + \frac{1}{n}\exp\left(-\frac{X_i - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right) \quad (2.34)$$

şeklindedir. $TVE > CV$ ise H_0 hipotezi red edilir.

2.4.4.3 Correa'nın Testi

Daha küçük Hata Kareler Ortalaması (Mean Square Error – MSE)'na sahip olan Vasicek'in entropisi (Correa 1995) tarafından modifiye edilmiştir. Correa'nın tahmin edicisi,

$$\bar{X}_{(i)} = \frac{1}{2m+1}\sum_{j=i-m}^{i+m}\left(X_{(j)}\right) \text{ olmak üzere;} \tag{2.35}$$

$$HC_{mn} = -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left(\frac{\sum_{j=i-m}^{i+m}\left(X_{(j)}-\bar{X}_{(i)}\right)(j-i)}{n\sum_{j=i-m}^{i+m}\left(X_{(j)}-\bar{X}_{(i)}\right)^{2}}\right) \text{ şeklindedir.} \tag{2.36}$$

Test İstatistiği ise;

$$TC_{mn} = -HC_{mn} + \log\left(\hat{\sigma}\right) + \frac{1}{n}\left(\frac{X_i-\hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right) + \frac{1}{n}\exp\left(-\frac{X_i-\hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right) \text{ şeklindedir.} \tag{2.37}$$

$TC > CV$ ise H_0 hipotezi red edilir.

2.4.4.4 Kolmogorov-Smirnov'un Testi

İstatistiksel bir modelin uyum iyiliği gözlenen bir veri setinin istatistiksel modele uyumluluğunu test eder. Bu çalışmada kullanılan uyum iyiliği testlerinden biride K-S uyum iyiliği testidir. K-S test istatistiği deneysel dağılım fonksiyonuna dayalı uyum iyiliği testleri arasında başarıyla kullanılan yöntemlerden birisidir.

Bu test istatistiği ilk olarak Kolmogorov tarafından geliştirilmiş ancak uyum iyiliği testlerinde kullanılması Smirnov tarafından uyarlanmıştır. Bu sebeple literatürde K-S uyum iyiliği testi olarak bilinmektedir.

Önceden belirli bir dağılım olduğu varsayılan kümülatif dağılım fonksiyonu $F_0(x)$ olsun. Yani belirli bir x değerinden küçük ya da eşit değerli verilerin olasılığını $F_0(x)$ fonksiyonu versin. n adet gözlenen veri içerisinde belirli bir x değerinden küçük ya da eşit olanların oranını veren kümülatif deneysel dağılım fonksiyonu ise $S_n(x)$ olsun. K-S uyum iyiliği testi mantığına göre eğer ki deneysel dağılım fonksiyonu sonuçları hipotetik $F_0(x)$'e yeterince yakın değilse, gözlemlenen verilerin dağılımı hipotetik dağılımdan gelmemektedir sonucuna varılır. Yani gözlemlenen veriler hipotezde geldiği öne sürülen dağılıma uymamaktadır. Bu durumun sınanması için öne sürülen test istatistiği de;

$$D = \max_x \left|F_0^*(X) - S_n(x)\right| \tag{2.38}$$

olarak tanımlanmıştır. (Kolmogorov 1933, Smirnov 1939) D istatistiği $F_0(x)$ sürekli ve tamamen bilinirken test edilen hipotetik dağılımdan bağımsızdır. Bu istatistiğin dağılımı, dağılımın tüm parametreleri bilinirken elde edilmekte aksi halde D istatistiğinin dağılımı bulunamamaktadır.

3. BAZI DAĞILIMLAR İÇİN KULLBACK-LEIBLER UYUŞMAZLIĞINA DAYALI UYUM İYİLİĞİ TESTLERİ

Bu bölümde Weibull, Üstelleştirilmiş Üstel, Üstel Poisson ve Üstel Geometrik dağılımları için tam ve ilerleyen tür sansürlü örneklem altında Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı uyum iyiliği testleri ele alınmıştır. Tam örneklem durumunda TV, TVE ve TC test istatistikleri verilmiştir ve simülasyon çalışması ile bu testler için 0.05 anlam seviyeli kritik değerler elde edilmiştir. Ayrıca, ilgili dağılım için bu uyum iyiliği testlerinin farklı alternatifler durumunda güçleri elde edilmiş ve popüler bir test olan K-S testi ile karşılaştırılmıştır. İlerleyen tür sansürlü örneklem durumunda ise Çizelge 3.1'de verilen sansür şemaları kullanılarak, tam örneklem durumunda da ele alınan dağılımlar için (Noughabi 2017) tarafından önerilen uyum iyiliği testi ele alınmıştır ve simülasyon yardımıyla test için kritik değerler elde edilmiş ve farklı alternatifler altında güç incelemesi yapılmıştır. Burada bahsedilen tüm simülasyonlar 10000 tekrar üzerinden ve çeşitli örnek hacimleri dikkate alınarak gerçekleştirilmiştir.

Çizelge 3.1. Monte Carlo denemelerinde kullanılan ilerleyen tür sansür şeması

Sansür Şeması No.	n	m	$R=(R_1,R_2,...,R_m)$
[1]	20	8	$R_1=12,\ R_i=0, i\neq 1$
[2]	20	8	$R_8=12,\ R_i=0, i\neq 8$
[3]	20	8	$R_1=6, R_8=6,\ R_i=0, i\neq 1,8$
[4]	20	12	$R_1=8,\ R_i=0,\ i\neq 1$
[5]	20	12	$R_{12}=12,\ R_i=0, i\neq 12$
[6]	20	12	$R_3=R_5=R_7=R_9=2,\ R_i=0, i\neq 3,5,7,9$
[7]	20	16	$R_1=4,\ R_i=0, i\neq 1$
[8]	20	16	$R_{16}=4,\ R_i=0, i\neq 16$
[9]	20	16	$R_5=4,\ R_i=0, i\neq 5$
[10]	40	10	$R_1=30,\ R_i=0, i\neq 1$
[11]	40	10	$R_{10}=30,\ R_i=0, i\neq 10$
[12]	40	10	$R_1=R_5=R_{10}=10,\ R_i=0, i\neq 1,5,10$
[13]	40	20	$R_1=20,\ R_i=0, i\neq 1$
[14]	40	20	$R_{20}=20,\ R_i=0, i\neq 20$
[15]	40	20	$R_i=1, i=1,2,...,20$
[16]	40	30	$R_1=10,\ R_i=0, i\neq 1$
[17]	40	30	$R_{30}=10,\ R_i=0, i\neq 30$
[18]	40	30	$R_1=R_{30}=5,\ R_i=0, i\neq 1,30$
[19]	60	20	$R_1=40,\ R_i=0, i\neq 1$
[20]	60	20	$R_{20}=40,\ R_i=0, i\neq 20$
[21]	60	20	$R_1=R_{20}=10, R_{10}=20, R_i=0, i\neq 1,10,20$
[22]	60	40	$R_1=20,\ R_i=0, i\neq 1$
[23]	60	40	$R_{40}=20,\ R_i=0, i\neq 40$
[24]	60	40	$R_{2i-1}=1,\ R_{2i}=0, i=1,2,...,20$
[25]	60	50	$R_1=10,\ R_i=0, i\neq 1$
[26]	60	50	$R_{50}=10,\ R_i=0, i\neq 20$
[27]	60	50	$R_1=R_{50}=5,\ R_i=0, i\neq 1,50$

3.1 Weibull Dağılımı Uyum Testi

Weibull dağılımı α şekil, β ölçek parametresine sahip 2 parametreli bir dağılımdır. (Weibull 1951) tarafından üstel dağılımın genelleştirilmesiyle elde edilmiştir. Bu dağılım α=1 olduğu durumda β ortalamalı üstel dağılım, α=2 olduğu durumda Rayleigh dağılımı olarak bilinmektedir. α ve β parametreli Weibull dağılımına

sahip bir X rasgele değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu ve dağılım fonksiyonu, $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $x > 0$ olmak üzere;

$$f(x) = \alpha\beta^{-\alpha} x^{\alpha-1} e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}} \tag{3.1}$$

$$F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}} \tag{3.2}$$

şeklindedir. α ve β parametreli Weibull dağılımına sahip bir rasgele değişken için $X \sim Weibull(\alpha, \beta)$ gösterimi kullanılacaktır. Bu şekilde ifade edilen bir X rasgele değişkeninin beklenen değer ve varyansı ise sırasıyla,

$$E(X) = \beta\Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \tag{3.3}$$

$$Var(X) = \beta^2\left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{\alpha}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right)\right] \tag{3.4}$$

olarak verilir.

3.1.1 Tam Örneklem Durumu

$X_1, X_2, \ldots, X_n \sim iid\ Weibull(\alpha, \beta)$ olmak üzere bu örnekleme dayalı log-olabilirlik fonksiyonu,

$$\begin{aligned} \ln L(\alpha, \beta) &= \sum_{i=1}^{n} \ln f(x_i) \\ &\propto n\ln(\alpha) - n\alpha\ln(\beta) - \left(\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i}{\beta}\right)^{\alpha}\right) + (\alpha - 1)\sum_{i=1}^{n}\ln x_i \end{aligned} \tag{3.5}$$

şeklinde elde edilmektedir. Burada test edilecek hipotez,

$H_0 : Kitlenin\ olasılık\ dağılımı\ Weibull'dur$
$H_1 : Değildir$

veya

$$H_0 : F_0(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}}$$
$$H_1 : F_0(x) \neq 1 - e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}} \tag{3.6}$$

olarak ifade edilebilir. Eşitlik (3.5)'de verilen log-olabilirlik fonksiyonu kullanılarak, bahsedilen hipotezin testi için kullanılacak TV, TVE ve TC test istatistikleri sırasıyla,

$$\begin{aligned} TV_{mn} &= -HV_{mn} - \frac{1}{n}\left(n\ln(\alpha) - n\alpha\ln(\beta) - \left(\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i}{\beta}\right)^{\alpha}\right) + (\alpha-1)\sum_{i=1}^{n}\ln x_i \right) \\ &= -HV_{mn} - \ln(\alpha) + \alpha\ln(\beta) + \frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i}{\beta}\right)^{\alpha}\right) - \frac{(\alpha-1)}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln x_i \end{aligned} \tag{3.7}$$

$$\begin{aligned} TVE_{mn} &= -HVE_{mn} - \frac{1}{n}\left(n\ln(\alpha) - n\alpha\ln(\beta) - \left(\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i}{\beta}\right)^{\alpha}\right) + (\alpha-1)\sum_{i=1}^{n}\ln x_i \right) \\ &= -HVE_{mn} - \ln(\alpha) + \alpha\ln(\beta) + \frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i}{\beta}\right)^{\alpha}\right) - \frac{(\alpha-1)}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln x_i \end{aligned} \tag{3.8}$$

$$\begin{aligned} TC_{mn} &= -HC_{mn} - \frac{1}{n}\left(n\ln(\alpha) - n\alpha\ln(\beta) - \left(\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i}{\beta}\right)^{\alpha}\right) + (\alpha-1)\sum_{i=1}^{n}\ln x_i \right) \\ &= -HC_{mn} - \ln(\alpha) + \alpha\ln(\beta) + \frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i}{\beta}\right)^{\alpha}\right) - \frac{(\alpha-1)}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln x_i \end{aligned} \tag{3.9}$$

şeklinde elde edilmektedir. Bu testler için simülasyon yardımıyla elde edilen kritik değerler, Çizelge 3.2, Çizelge 3.3, ve Çizelge 3.4'te verilmiştir. Ayrıca gerçek dağılımın Weibull olması durumunda bant genişliği w'nun seçimine göre en iyi ve en kötü güçler farklı dağılımlar ve parametre durumları altında incelenmiştir.

Çizelge 3.2. n=10,20,30, ve 40 olması durumunda Weibull'luk testi için kritik değerler

n		10			20			30			40		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	1	NA	-6,70	-4,72	NA	-15,85	-13,74	NA	-24,69	-22,41	NA	-34,07	-31,75
	2	NA	-6,17	-4,71	NA	-15,33	-13,74	NA	-24,41	-22,72	NA	-33,63	-31,84
	3	-4,16	-6,03	-4,67	NA	-15,09	-13,69	NA	-24,25	-22,76	NA	-33,50	-31,90
	4	-4,44	-6,08	-4,75	NA	-14,94	-13,65	NA	-24,23	-22,88	NA	-33,15	-31,69
	5	0	0	0	Inf	-15,07	-13,83	NA	-23,91	-22,59	NA	-33,12	-31,75
	6	0	0	0	-13,31	-14,93	-13,72	NA	-24,07	-22,81	NA	-33,13	-31,80
	7	0	0	0	-13,32	-14,83	-13,61	NA	-23,83	-22,62	NA	-32,80	-31,52
	8	0	0	0	-13,49	-14,88	-13,68	-22,11	-23,95	-22,74	NA	-32,81	-31,59
	9	0	0	0	-13,53	-14,84	-13,65	-22,36	-23,90	-22,71	NA	-32,99	-31,74
	10	0	0	0	0	0	0	-22,49	-23,90	-22,70	Inf	-32,89	-31,71
	11	0	0	0	0	0	0	-22,43	-23,81	-22,66	-31,39	-33,07	-31,87
	12	0	0	0	0	0	0	-22,57	-23,90	-22,72	-31,48	-32,96	-31,79
	13	0	0	0	0	0	0	-22,49	-23,79	-22,58	-31,39	-32,76	-31,60
	14	0	0	0	0	0	0	-22,58	-23,79	-22,59	-31,53	-32,90	-31,73
	15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-31,62	-32,96	-31,79
	16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-31,51	-32,79	-31,60
	17	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-31,43	-32,69	-31,54
	18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-31,51	-32,71	-31,55
	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-31,55	-32,70	-31,56
	20 ve üstü	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 3.3. n=50,60 ve 70 olması durumunda Weibull'luk testi için kritik değerler

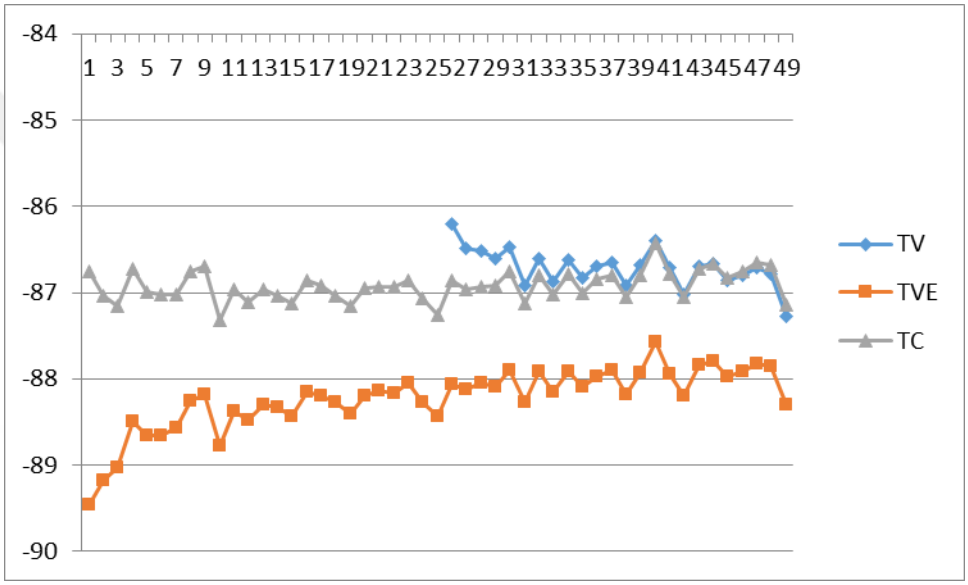
N		50			60			70		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	1	NA	-43,20	-40,77	NA	-52,30	-49,78	NA	-61,64	-59,05
	2	NA	-42,75	-40,89	NA	-51,93	-50,01	NA	-61,31	-59,30
	3	NA	-42,49	-40,87	NA	-51,69	-49,97	NA	-60,83	-59,10
	4	NA	-42,10	-40,55	NA	-51,49	-49,90	NA	-60,83	-59,22
	5	NA	-42,05	-40,60	NA	-51,30	-49,80	NA	-60,57	-59,02
	6	NA	-42,23	-40,80	NA	-51,49	-50,04	NA	-60,85	-59,34
	7	NA	-42,18	-40,85	NA	-51,46	-50,05	NA	-60,52	-59,09
	8	NA	-42,05	-40,74	NA	-51,50	-50,12	NA	-60,80	-59,43
	9	NA	-42,09	-40,82	NA	-51,31	-50,00	NA	-60,39	-59,02
	10	NA	-41,95	-40,71	NA	-51,21	-49,91	NA	-60,52	-59,18
	11	NA	-41,86	-40,63	NA	-51,50	-50,21	NA	-60,56	-59,26
	12	NA	-42,18	-41,00	NA	-51,12	-49,88	NA	-60,57	-59,31
	13	-39,83	-41,71	-40,56	NA	-51,18	-49,95	NA	-60,25	-58,98
	14	-40,50	-42,11	-40,97	NA	-51,30	-50,10	NA	-60,26	-59,05
	15	-40,42	-41,90	-40,72	Inf	-51,12	-49,91	NA	-60,49	-59,26
	16	-40,39	-41,81	-40,63	-49,43	-51,16	-50,02	NA	-60,27	-59,05
	17	-40,59	-41,95	-40,76	-49,73	-51,29	-50,12	NA	-60,43	-59,25
	18	-40,46	-41,82	-40,66	-49,62	-51,07	-49,90	-58,25	-60,23	-59,07
	19	-40,63	-41,96	-40,82	-49,73	-51,08	-49,93	-58,77	-60,44	-59,26
	20	-40,50	-41,75	-40,62	-49,72	-50,99	-49,88	-58,67	-60,19	-59,03
	21	-40,70	-41,93	-40,78	-49,91	-51,24	-50,09	-58,65	-60,11	-58,95
	22	-40,90	-42,14	-40,93	-49,66	-50,98	-49,81	-58,99	-60,38	-59,23
	23	-40,67	-41,85	-40,68	-49,84	-51,10	-49,98	-59,09	-60,42	-59,25
	24	-40,79	-41,93	-40,76	-49,82	-51,06	-49,92	-58,84	-60,18	-59,05
	26	0	0	0	-49,93	-51,14	-50,03	-58,99	-60,40	-59,17
	27	0	0	0	-49,91	-51,14	-49,95	-58,88	-60,21	-59,04
	28	0	0	0	-49,87	-51,00	-49,89	-59,00	-60,26	-59,12
	29	0	0	0	-50,00	-51,14	-49,96	-59,01	-60,22	-59,08
	30	0	0	0	0	0	0	-59,10	-60,28	-59,14
	31	0	0	0	0	0	0	-59,05	-60,24	-59,08
	32	0	0	0	0	0	0	-59,14	-60,23	-59,10
	33	0	0	0	0	0	0	-59,17	-60,24	-59,12
	34	0	0	0	0	0	0	-59,08	-60,17	-58,98
	35 ve üstü	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 3.4. n=80,90 ve 100 olması durumunda Weibull'luk testi için kritik değerler

n		80			90			100		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	1	NA	-71,03	-68,42	NA	-80,17	-77,50	NA	-89,47	-86,75
	2	NA	-70,28	-68,23	NA	-79,59	-77,54	NA	-89,17	-87,04
	3	NA	-70,14	-68,32	NA	-79,41	-77,56	NA	-89,03	-87,15
	4	NA	-70,29	-68,52	NA	-79,38	-77,65	NA	-88,49	-86,73
	5	NA	-70,01	-68,40	NA	-79,21	-77,56	NA	-88,65	-87,00
	6	NA	-69,89	-68,40	NA	-79,09	-77,54	NA	-88,66	-87,03
	7	NA	-70,03	-68,51	NA	-79,14	-77,59	NA	-88,56	-87,03
	8	NA	-69,66	-68,23	NA	-79,01	-77,53	NA	-88,26	-86,75
	9	NA	-69,61	-68,21	NA	-79,26	-77,82	NA	-88,18	-86,69
	10	NA	-69,70	-68,32	NA	-79,03	-77,65	NA	-88,78	-87,32
	11	NA	-69,80	-68,45	NA	-79,11	-77,75	NA	-88,37	-86,97
	12	NA	-69,88	-68,57	NA	-79,06	-77,70	NA	-88,48	-87,12
	13	NA	-69,46	-68,16	NA	-79,10	-77,77	NA	-88,30	-86,97
	14	NA	-69,68	-68,47	NA	-78,61	-77,32	NA	-88,34	-87,04
	15	NA	-69,59	-68,35	NA	-78,69	-77,40	NA	-88,43	-87,13
	16	NA	-69,42	-68,19	NA	-79,00	-77,75	NA	-88,16	-86,86
	17	NA	-69,68	-68,45	NA	-79,05	-77,80	NA	-88,20	-86,92
	18	NA	-69,49	-68,28	NA	-79,05	-77,80	NA	-88,28	-87,03
	19	NA	-69,52	-68,31	NA	-78,93	-77,74	NA	-88,40	-87,15
	20	Inf	-69,34	-68,14	NA	-78,64	-77,43	NA	-88,19	-86,95
	21	-67,7	-69,5	-68,3	NA	-78,97	-77,81	NA	-88,14	-86,93
	22	-67,9	-69,5	-68,4	NA	-78,63	-77,44	NA	-88,17	-86,94
	23	-68,1	-69,6	-68,5	-76,82	-78,83	-77,65	NA	-88,04	-86,85
	24	-68,2	-69,6	-68,5	-77,15	-78,88	-77,71	NA	-88,27	-87,06
	26	-68,0	-69,4	-68,3	-77,39	-78,98	-77,82	NA	-88,43	-87,26
	27	-68,0	-69,3	-68,2	-77,18	-78,66	-77,52	-86,20	-88,06	-86,86
	28	-68,2	-69,5	-68,4	-77,04	-78,49	-77,32	-86,48	-88,12	-86,96
	29	-68,3	-69,7	-68,5	-77,27	-78,63	-77,51	-86,51	-88,05	-86,93
	30	-68,1	-69,3	-68,2	-77,28	-78,61	-77,45	-86,61	-88,10	-86,92
	31	-68,0	-69,2	-68,1	-77,42	-78,67	-77,55	-86,47	-87,90	-86,75
	32	-68,3	-69,6	-68,4	-77,20	-78,46	-77,36	-86,91	-88,28	-87,12
	33	-68,2	-69,4	-68,3	-77,48	-78,81	-77,64	-86,60	-87,91	-86,79
	34	-68,3	-69,4	-68,3	-77,45	-78,70	-77,56	-86,62	-87,91	-86,79
	35	-68,2	-69,4	-68,3	-77,57	-78,80	-77,67	-86,83	-88,10	-87,01
	36	-68,2	-69,3	-68,2	-77,70	-78,85	-77,75	-86,69	-87,97	-86,85
	37	-68,3	-69,4	-68,2	-77,53	-78,72	-77,59	-86,65	-87,90	-86,80
	38	-68,5	-69,6	-68,5	-77,87	-79,03	-77,92	-86,92	-88,18	-87,05
	39	-68,3	-69,3	-68,2	-77,45	-78,61	-77,50	-86,68	-87,93	-86,79
	40	0	0	0	-77,60	-78,73	-77,60	-86,39	-87,57	-86,43
	41	0	0	0	-77,60	-78,70	-77,57	-86,71	-87,94	-86,79

Çizelge 3.4. n=80,90 ve 100 olması durumunda Weibull'luk testi için kritik değerler devamı

n		80			90			100		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	42	0	0	0	-77,81	-78,87	-77,75	-87,02	-88,19	-87,05
	43	0	0	0	-77,68	-78,74	-77,59	-86,70	-87,84	-86,73
	44	0	0	0	-77,53	-78,54	-77,42	-86,66	-87,80	-86,66
	45	0	0	0	0	0	0	-86,85	-87,97	-86,83
	46	0	0	0	0	0	0	-86,80	-87,91	-86,76
	47	0	0	0	0	0	0	-86,70	-87,82	-86,66
	48	0	0	0	0	0	0	-86,79	-87,85	-86,68
	49	0	0	0	0	0	0	-87,27	-88,29	-87,14



Şekil 3.1. n=100 için bant genişliğine karşın Weibull dağılımına uygunluk testlerine ilişkin 0.05 anlam seviyeli kritik değerler

Şekil 3.1 incelendiğinde;

- TVE ve TC testleri için kritik değerler bant genişliğinin $w = 1, 2, \ldots, \left\lfloor \frac{n}{2} \right\rfloor - 1$ değerleri için elde edilebilmektedir.
- TV testi için ise kritik değerler bant genişliğinin $w = \left\lfloor \frac{n}{4} \right\rfloor + 1, \left\lfloor \frac{n}{4} \right\rfloor + 2, \ldots, \left\lfloor \frac{n}{2} \right\rfloor - 1$ değerleri için elde edilebilmektedir.
- n=100 için çizilen kritik değerler grafiklerine bakıldığında bant genişliği w arttıkça TVE testine ilişkin kritik değerlerin artarak hemen hemen sabit kaldığı,

TV ve TC testine ilişkin testine ilişkin kritik değerlerin hemen hemen azalarak sabitleştiği gözlenmiştir.

Çizelge 3.5. Gerçek dağılımın $EE(2,2)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0,1101	4	-4,44328	0,3967	4	-6,07689	0,4056	4	-4,7538	0,4106
20	0,1840	6	-13,3113	0,6684	5	-15,0653	0,6674	1	-13,7446	0,6873
30	0,3014	12	-22,5728	0,8291	12	-23,8991	0,8310	4	-22,8763	0,8437
40	0,4369	12	-31,4763	0,9141	12	-32,9644	0,9099	3	-31,8961	0,9174
50	0,5629	22	-40,9008	0,9559	22	-42,1424	0,9569	2	-40,8942	0,9608
60	0,6752	21	-49,9107	0,9791	26	-51,1370	0,9797	6	-50,0415	0,9810
70	0,7684	25	-58,9897	0,9897	25	-60,3975	0,9896	2	-59,2969	0,9906
80	0,8420	22	-67,9241	0,9967	22	-69,5363	0,9960	22	-68,3531	0,9967
90	0,8901	32	-77,4760	0,9984	8	-79,0139	0,9989	8	-77,5309	0,9991
100	0,9287	49	-87,2728	0,9994	49	-88,2933	0,9995	49	-87,1407	0,9995

Çizelge 3.6. Gerçek dağılımın $EE(2,2)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	1	-6,6994	0,3886	4	-4,73473	0,3991
20	5	Inf	0	1	-15,7676	0,6395	9	-13,6264	0,6663
30	7	NA	0	1	-24,9741	0,8043	14	-22,6743	0,8313
40	10	Inf	0	1	-33,9764	0,8914	19	-31,6337	0,9106
50	12	NA	0	1	-43,3020	0,9410	24	-40,8725	0,9540
60	15	Inf	0	1	-52,4205	0,9699	29	-49,9450	0,9776
70	17	NA	0	1	-61,6757	0,9837	34	-59,1295	0,9895
80	20	Inf	0	1	-70,6792	0,9910	39	-68,1044	0,9940
90	22	NA	0	1	-80,1043	0,9960	44	-77,5257	0,9971
100	25	Inf	0	1	-89,4765	0,9975	49	-86,8312	0,9983

Çizelge 3.5 ve 3.6 incelendiğinde, gerçekte $EE(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, az da olsa TC testinin diğer testlerden daha güçlü olduğu,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı, TC testinde n=100 için en iyi bant genişliğinin ve en kötü bant genişliğinin 49 olduğu anlaşılmıştır

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.7. Gerçek dağılımın $EE(2,10)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	1	3	-4,0877	1	1	-6,5147	1	1	-4,5458	1
20	1	6	-13,3575	1	1	-15,815	1	1	-13,6881	1
30	1	8	-22,0367	1	1	-24,8601	1	1	-22,5921	1
40	1	11	-31,2078	1	1	-33,9523	1	1	-31,5929	1
50	1	13	-39,8708	1	1	-42,9329	1	1	-40,4747	1
60	1	16	-49,3944	1	1	-52,3505	1	1	-49,8653	1
70	1	18	-58,3455	1	1	-61,6303	1	1	-59,0233	1
80	1	21	-67,7898	1	1	-70,9075	1	1	-68,2725	1
90	1	23	-76,4989	1	1	-79,8459	1	1	-77,1826	1
100	1	26	-86,0239	1	1	-89,2980	1	1	-86,5541	1

Çizelge 3.8. Gerçek dağılımın $EE(2,10)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	4	-5,9132	1	4	-4,5940	1
20	5	Inf	0	9	-14,9325	1	9	-13,6886	1
30	7	NA	0	14	-23,7750	1	14	-22,6040	1
40	10	Inf	0	19	-32,7600	1	19	-31,6054	1
50	12	NA	0	24	-41,6713	1	24	-40,5328	1
60	15	Inf	0	29	-51,0402	1	29	-49,9160	1
70	17	NA	0	34	-60,1863	1	34	-59,0632	1
80	20	Inf	0	39	-69,4763	1	39	-68,3239	1
90	22	NA	0	44	-78,3915	1	44	-77,2880	1
100	25	Inf	0	49	-87,7850	1	49	-86,5979	1

Çizelge 3.7 ve 3.8 incelendiğinde, gerçekte $EE(2,10)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin, K-S testinin gücüne eşit olduğu, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
  - TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda aynı olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin hiç önemli olmadığı, gibi yorumlar yapılabilir.
  -

Çizelge 3.9. Gerçek dağılımın $EP(2,2)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0,7908	3	-4,15714	0,9865	4	-5,97391	0,9837	3	-4,70877	0,9883
20	0,9919	8	-13,3983	1	2	-15,1442	1	1	-13,7882	1
30	0,9999	8	-21,925	1	1	-24,8201	1	1	-22,5415	1
40	1	11	-31,3534	1	1	-33,7354	1	1	-31,411	1
50	1	13	-40,2838	1	1	-43,2316	1	1	-40,7484	1
60	1	16	-49,2557	1	1	-52,3785	1	1	-49,8618	1
70	1	18	-58,3932	1	1	-61,5022	1	1	-58,8815	1
80	1	21	-67,627	1	1	-70,9305	1	1	-68,3486	1
90	1	23	-77,0559	1	1	-80,2971	1	1	-77,6342	1
100	1	26	-86,142	1	1	-89,4678	1	1	-86,8498	1

Çizelge 3.10. Gerçek dağılımın $EP(2,2)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**	**w**	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**	**w**	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**
10	2	NA	0	1	-6,5957	0,9762	4	-4,6697	0,9863
20	5	Inf	0	1	-15,8206	0,9999	9	-13,6588	1
30	7	NA	0	14	-23,687	1	14	-22,4607	1
40	10	Inf	0	19	-32,7014	1	19	-31,5324	1
50	12	NA	0	24	-41,7913	1	24	-40,6162	1
60	15	Inf	0	29	-50,9459	1	29	-49,7719	1
70	17	NA	0	34	-60,4096	1	34	-59,2602	1
80	20	Inf	0	39	-69,4298	1	39	-68,3107	1
90	22	NA	0	44	-78,5909	1	44	-77,4573	1
100	25	Inf	0	49	-88,1311	1	49	-86,9743	1

Çizelge 3.9 ve 3.10 incelendiğinde, gerçekte $EP(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin K-S testinin gücüne eşit olduğu, örnek hacmi n=10 olması durumunda K-S testinin gücünün en düşük olduğu,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda hemen hemen aynı değerlere sahip olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.11. Gerçek dağılımın $EG(0.4, 2)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0,734	3	-4,23427	0,9766	3	-6,12039	0,9725	2	-4,84885	0,9801
20	0,979	7	-13,3903	1	2	-15,4265	1	1	-13,8023	1
30	0,9992	8	-22,1854	1	1	-24,8389	1	1	-22,5743	1
40	1	11	-31,1046	1	1	-33,8773	1	1	-31,5075	1
50	1	13	-40,0934	1	1	-42,9619	1	1	-40,5157	1
60	1	16	-49,3398	1	1	-52,4692	1	1	-49,9431	1
70	1	18	-58,259	1	1	-61,6853	1	1	-59,089	1
80	1	21	-67,8165	1	1	-70,8262	1	1	-68,244	1
90	1	23	-76,6763	1	1	-80,1232	1	1	-77,4553	1
100	1	26	-86,0265	1	1	-89,5871	1	1	-86,8862	1

Çizelge 3.12. Gerçek dağılımın $EG(0.4, 2)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	1	-6,58101	0,9628	4	-4,61937	0,9741
20	5	Inf	0	9	-14,9028	0,9996	9	-13,6921	0,9996
30	7	NA	0	14	-23,6403	1	14	-22,4599	1
40	10	Inf	0	19	-32,8909	1	19	-31,6729	1
50	12	NA	0	24	-41,6503	1	24	-40,4954	1
60	15	Inf	0	29	-51,0119	1	29	-49,8392	1
70	17	NA	0	34	-60,0004	1	34	-58,8462	1
80	20	Inf	0	39	-69,3078	1	39	-68,1701	1
90	22	NA	0	44	-78,5918	1	44	-77,4619	1
100	25	Inf	0	49	-87,8622	1	49	-86,7014	1

Çizelge 3.11 ve Çizelge 3.12 incelendiğinde, gerçekte $EG(0.4, 2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin K-S testinin gücüne eşit olduğu, örnek hacmi n=10 olması durumunda K-S testinin gücünün en düşük olduğu,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,

- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda hemen hemen aynı değerlere sahip olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.13 Gerçek dağılımın $EG(0.2, 0.7)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0,305	3	-4,27487	0,651	4	-6,06531	0,622	1	-4,74946	0,678
20	0,565	6	-13,2867	0,85	7	-14,9981	0,827	1	-13,6828	0,866
30	0,735	8	-22,2775	0,946	14	-24,0814	0,929	1	-22,9293	0,956
40	0,882	11	-31,559	0,983	19	-33,1664	0,978	1	-31,9615	0,984
50	0,946	13	-40,2849	0,993	18	-42,0331	0,99	1	-40,7908	0,994
60	0,973	16	-49,214	0,997	11	-51,0348	0,995	1	-49,6048	0,997
70	0,987	18	-58,4229	0,997	9	-60,6008	0,994	1	-59,058	0,998
80	0,999	21	-68,5119	1	1	-71,7548	1	1	-69,0285	1
90	0,998	23	-76,2062	0,999	1	-79,5824	0,999	1	-76,9065	0,999
100	1	26	-86,6641	1	1	-89,863	1	1	-87,1627	1

Çizelge 3.14. Gerçek dağılımın $EG(0.2, 0.7)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	1	-6,7786	0,587	4	-4,7543	0,654
20	5	Inf	0	1	-15,8387	0,774	9	-13,7252	0,853
30	7	NA	0	1	-24,9376	0,873	14	-22,8385	0,938
40	10	Inf	0	1	-34,2334	0,954	19	-31,9519	0,982
50	12	NA	0	1	-43,352	0,976	24	-40,8442	0,993
60	15	Inf	0	1	-52,2412	0,988	29	-49,6659	0,996
70	17	NA	0	2	-61,2326	0,989	34	-59,1145	0,997
80	20	Inf	0	39	-70,2071	1	39	-69,0849	1
90	22	NA	0	44	-78,0661	0,999	44	-76,9857	0,999
100	25	Inf	0	49	-88,3671	1	49	-87,2159	1

Çizelge 3.13 ve Çizelge 3.14 incelendiğinde, gerçekte $EG(0.2, 0.7)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin karşılaştırılması sonucu TC testinin en güçlü test TVE testinin ise en az güce sahip olan test olduğu ve yüksek örnek hacimleri hariç hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen düşük örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda güçlerinin azaldıkları, yani bu testler için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.15 Gerçek dağılımın $EP(3, 0.7)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0,233	3	-4,34906	0,547	4	-6,14808	0,535	1	-4,74062	0,574
20	0,454	6	-13,7747	0,811	8	-15,2696	0,786	1	-14,084	0,825
30	0,646	8	-22,3154	0,889	14	-24,054	0,875	1	-22,9352	0,894
40	0,768	11	-31,4895	0,932	18	-33,1166	0,922	1	-31,8659	0,936
50	0,882	13	-40,035	0,964	16	-41,843	0,954	2	-40,7474	0,966
60	0,937	16	-49,1295	0,985	27	-50,8608	0,983	1	-49,6339	0,987
70	0,952	18	-58,465	0,991	12	-60,6444	0,989	1	-59,1393	0,992
80	0,967	21	-67,1177	0,988	6	-69,2853	0,987	1	-67,6499	0,989
90	0,989	23	-77,3459	0,997	9	-79,532	0,997	1	-77,9944	0,997
100	0,996	26	-86,1437	0,999	2	-88,9742	0,999	1	-86,6555	0,999

Çizelge 3.16 Gerçek dağılımın $EP(3,0.7)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

N	TV			TVE			TC		
	w	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**	**w**	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**	**w**	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**
10	2	NA	0	1	-6,67876	0,495	4	-4,75563	0,545
20	5	Inf	0	1	-16,1655	0,727	9	-14,0568	0,806
30	7	NA	0	1	-25,2495	0,828	14	-22,9396	0,887
40	10	Inf	0	1	-34,2636	0,881	19	-31,9096	0,929
50	12	NA	0	1	-43,0414	0,929	24	-40,5812	0,96
60	15	Inf	0	1	-52,0877	0,961	29	-49,6553	0,984
70	17	NA	0	1	-61,8924	0,976	34	-59,271	0,99
80	20	Inf	0	1	-70,3175	0,978	39	-67,68	0,988
90	22	NA	0	8	-79,5624	0,996	44	-78,0102	0,997
100	25	Inf	0	1	-89,3171	0,996	49	-86,7971	0,999

Çizelge 3.15 ve Çizelge 3.16 incelendiğinde, gerçekte $EP(3,0.7)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin karşılaştırılması sonucu TC testinin en güçlü test TVE testinin ise en az güce sahip olan test olduğu ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen düşük örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda güçlerinin azaldıkları, yani bu testler için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

3.1.2 İlerleyen Tür Sansürlü Örneklem Durumu

$X^{\mathbf{R}}_{1:m:n}, X^{\mathbf{R}}_{2:m:n}, \ldots, X^{\mathbf{R}}_{m:m:n}$, $Weibull(\alpha,\beta)$ dağılımından alınan ilerleyen tür sansürlü örneklem olmak üzere bu örneklem altında olabilirlik ve log-olabilirlik fonksiyonları sırasıyla,

$$L(\alpha,\beta) \propto \prod_{i=1}^{m} f(x_i)\left[1-F(x_i)\right]^{R_i}$$

$$= \alpha^m \beta^{-\alpha m} e^{-\left(\left(\sum_{i=1}^{m} x_i\right)/\beta\right)^{\alpha}} \prod_{i=1}^{m} x_i^{\alpha-1} \left[e^{-\left(\left(\sum_{i=1}^{m} x_i\right)/\beta\right)^{\alpha}} \right]^{R_i} \tag{3.10}$$

$$\ln L(\alpha,\beta) \propto m\ln(\alpha) - m\alpha\ln(\beta) + (\alpha-1)\sum_{i=1}^{m}\ln x_i - \left(\alpha \sum_{i=1}^{m} (R_i+1)\left(\frac{x_i}{\beta}\right)\right) \tag{3.11}$$

şeklinde elde edilmektedir. Buradan α ve β parametrelerinin en çok olabilirlik tahmin edicileri ise;

$$\frac{d\ln L(\alpha,\beta)}{d\alpha} = \frac{m}{\alpha} - m\ln(\beta) + \sum_{i=1}^{m}\ln\left(X_{i:m:n}^{R}\right) - \left(\sum_{i=1}^{k}\left(\frac{(R_i+1)X_{i:m:n}^{R}}{\beta}\right)\right)\Bigg|_{\substack{\alpha=\hat{\alpha}\\ \beta=\hat{\beta}}} = 0 \tag{3.12}$$

$$\frac{d\ln L(\alpha,\beta)}{d\beta} = -\frac{m\alpha}{\beta} - \alpha\left(\sum_{i=1}^{m}\left(-\frac{(R_i+1)X_{i:m:n}^{R}}{\beta^2}\right)\right)\Bigg|_{\substack{\alpha=\hat{\alpha}\\ \beta=\hat{\beta}}} = 0 \tag{3.13}$$

olabilirlik denklemlerinin $\hat{\alpha}$ ve $\hat{\beta}$'ya göre çözümünden elde edilmektedir. Bu denklemlerin analitik çözümleri mevcut olmadığından nümerik yöntemler kullanılarak α ve β parametrelerinin en çok olabilirlik tahminleri elde edilebilmektedir. Burada Weibull dağılımına uygunluğun testi için hipotezler,

$$\begin{aligned} H_0 &: F_0 = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}} \\ H_A &: F_0 \neq 1 - e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}} \end{aligned} \tag{3.14}$$

olarak verilmektedir. İlerleyen tür sansürlü örneklemler için Weibull dağılımına uygun olup olmadığına ilişkin Kullback-Leibler bilgisi aşağıdaki gibi elde edilir.

$$I_{1...m:m:n}\left(f:f^{0}\right)=-n\bar{H}_{1...m:m:n}-\left(m\ln(\alpha)-m\alpha\ln(\beta)+(\alpha-1)\sum_{i=1}^{m}\ln x_i-\left(\alpha\sum_{i=1}^{m}(R_i+1)\left(\frac{x_i}{\beta}\right)\right)\right)$$

$$=-n\bar{H}_{1...m:m:n}-m\ln(\alpha)+m\alpha\ln(\beta)-(\alpha-1)\sum_{i=1}^{m}\ln x_i+\left(\alpha\sum_{i=1}^{m}(R_i+1)\left(\frac{x_i}{\beta}\right)\right) \quad (3.15)$$

Yukarıda yer alan Kullback-Leibler bilgisinde α ve β parametrelerine göre türevler alınır ve tahmin edicilere ulaşılır. α ve β parametrelerine ilişkin en çok olabilirlik tahmin edicilerini aşağıda yer alan test istatistiğinde yerine konulduğu zaman test istatistiği elde edilir. İlerleyen tür sansürlü örneklem altında Kullback-Leibler bilgisi test istatistiği,

$$\mathrm{TA}(w,n,m)=-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}\log\left\{\frac{G\left(X_{(i+w:m:n)};\hat{\theta}\right)-G\left(X_{(i-w:m:n)};\hat{\theta}\right)}{X_{i+w:m:n}-X_{i-w:m:n}}\right\}+\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}R_i\log\left\{\frac{1-m/n}{1-G\left(X_{(i:m:n)};\hat{\theta}\right)}\right\} \quad (3.16)$$

olarak hesaplanır. Bu test için simülasyon yardımıyla, gerçek dağılımın Weibull olması durumunda elde edilen kritik değerler, bant genişliği w'nun seçimine göre en iyi ve en kötü güçler farklı dağılımlar ve parametre durumları altında incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar Çizelge 3.17-3.20'de verilmiştir.

Çizelge 3.17. Farklı alternatif dağılımlar için en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	EE(2,2)			EP(2,2)			EG(0.4,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	3	-0,2583	0,0828	3	-0,2583	0,0737	3	-0,2583	0,2369
2	2	0,0676	0,0618	2	0,0676	0,0553	2	0,0676	0,5336
3	3	-0,0142	0,0679	3	-0,0142	0,0590	2	0,0211	0,5745
4	4	-0,3198	0,0914	4	-0,3198	0,0775	5	-0,3341	0,1821
5	2	0,1010	0,0749	2	0,1010	0,0652	2	0,1010	0,6608
6	2	-0,1255	0,0761	2	-0,1255	0,0698	5	-0,1663	0,1133
7	6	-0,2955	0,0944	6	-0,2955	0,0818	7	-0,3044	0,1362
8	7	0,0280	0,0833	6	0,0423	0,0731	7	0,0280	0,5821
9	3	-0,1814	0,0747	3	-0,1814	0,0683	3	-0,1814	0,0580
10	4	-0,1866	0,0988	4	-0,1866	0,0790	4	-0,1866	0,4246
11	4	0,0131	0,0610	4	0,0131	0,0545	2	0,0487	0,7305
12	2	0,0242	0,0678	2	0,0242	0,0584	2	0,0242	0,5070
13	8	-0,3236	**0,1123**	7	-0,3195	0,0886	8	-0,3236	0,3062
14	8	0,0198	0,0762	8	0,0198	0,0626	2	0,0908	0,9493
15	3	-0,0415	0,1127	3	-0,0415	0,0945	3	-0,0415	0,1498
16	14	-0,3340	0,1204	14	-0,3340	0,0888	14	-0,3340	0,2148
17	14	0,0198	0,1109	14	0,0198	0,0892	14	0,0198	0,9469
18	13	-0,0783	0,1301	13	-0,0783	0,1097	14	-0,0804	0,8972
19	8	-0,2504	0,1220	6	-0,2430	0,0899	8	-0,2504	0,4713
20	7	0,0188	0,0710	4	0,0412	0,0592	2	0,0623	0,9768
21	4	-0,0003	0,0755	6	-0,0133	0,0630	2	0,0182	0,7337
22	16	-0,3536	0,1465	14	-0,3482	0,1078	17	-0,3543	0,2769
23	19	0,0149	0,1134	19	0,0149	0,0861	3	0,0818	0,9977
24	5	-0,1093	0,1286	6	-0,1127	0,1037	5	-0,1093	0,1294
25	23	-0,2920	0,1356	18	-0,2836	0,0954	23	-0,2920	0,2007
26	24	0,0195	0,1400	24	0,0195	0,1147	24	0,0195	0,9820
27	24	-0,0779	0,1514	24	-0,0779	0,1258	24	-0,0779	0,9227

Çizelge 3.18. Farklı alternatif dağılımlar için en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	EE(2,2)			EP(2,2)			EG(0.4,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	1	-0,1483	0,0601	1	-0,1483	0,0555	1	-0,1483	0,1422
2	1	0,1381	0,0557	1	0,1381	0,0526	1	0,1381	0,4698
3	1	0,0860	0,0586	1	0,0860	0,0535	1	0,0860	0,5094
4	1	-0,1371	0,0489	1	-0,1371	0,0469	1	-0,1371	0,0764
5	1	0,2078	0,0603	1	0,2078	0,0565	1	0,2078	0,5327
6	5	-0,1663	0,0289	5	-0,1663	0,0363	3	-0,1552	0,0444
7	1	-0,0326	0,0589	1	-0,0326	0,0559	1	-0,0326	0,0645
8	1	0,2734	0,0589	1	0,2734	0,0552	1	0,2734	0,3968
9	7	-0,2518	0,0455	7	-0,2518	0,0493	6	-0,2392	0,0522
10	1	-0,1066	0,0624	1	-0,1066	0,0543	1	-0,1066	0,2204
11	1	0,0941	0,0476	1	0,0941	0,0452	1	0,0941	0,6494
12	1	0,0671	0,0574	1	0,0671	0,0527	1	0,0671	0,4465
13	1	-0,1517	**0,0525**	1	-0,1517	0,0482	1	-0,1517	0,0904
14	1	0,1836	0,0518	1	0,1836	0,0480	1	0,1836	0,8667
15	9	-0,0939	0,0519	9	-0,0939	0,0538	9	-0,0939	0,0473
16	1	-0,0684	0,0501	1	-0,0684	0,0473	1	-0,0684	0,0593
17	1	0,2641	0,0599	1	0,2641	0,0556	1	0,2641	0,7912
18	1	0,1603	0,0645	1	0,1603	0,0601	1	0,1603	0,5987
19	1	-0,1355	0,0514	1	-0,1355	0,0461	1	-0,1355	0,1397
20	1	0,1261	0,0506	1	0,1261	0,0485	1	0,1261	0,9263
21	1	0,0795	0,0569	1	0,0795	0,0519	1	0,0795	0,5651
22	1	-0,1220	0,0493	1	-0,1220	0,0455	1	-0,1220	0,0623
23	1	0,2329	0,0631	1	0,2329	0,0573	1	0,2329	0,9704
24	19	-0,1490	0,0202	19	-0,1490	0,0240	19	-0,1490	0,0262
25	1	-0,0024	0,0537	1	-0,0024	0,0497	1	-0,0024	0,0587
26	1	0,2867	0,0601	1	0,2867	0,0548	1	0,2867	0,8555
27	1	0,1835	0,0747	1	0,1835	0,0683	1	0,1835	0,6175

Çizelge 3.17 ve Çizelge 3.18 incelendiğinde, gerçekte $EE(2,2)$, $EP(2,2)$ veya $EG(0.4,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testinde,

- $EE(2,2)$ dağılımı için, özellikle 13. ve daha sonraki sansür şemalarında, en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,
- $EE(2,2)$ dağılımı için elde edilen sonuçlara benzer sonuçların $EP(2,2)$ dağılımı için de elde edildiği,
- $EE(2,2)$ ve $EP(2,2)$ dağılımları için güçlerin genelde düşük olduğu,

- $EG(0.4, 2)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığı $R_m = 12,\ R_i = 0, \text{i=1,2,…,m-1}$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,
- $EG(0.4, 2)$ dağılımı için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.19. Farklı alternatif dağılımlar için en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	EE(2,10)			EP(3,0.7)			EG(0.2,0.7)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	2	-0,2304	0,0616	2	-0,2304	0,0560	3	-0,2584	0,3812
2	3	0,0300	0,0595	1	0,1368	0,0540	2	0,0685	0,5492
3	2	0,0229	0,0615	2	0,0229	0,0546	2	0,0229	0,5855
4	5	-0,3339	0,0580	5	-0,3339	0,0540	5	-0,3339	0,3399
5	5	0,0251	0,0723	3	0,0772	0,0635	2	0,1034	0,6900
6	1	0,0151	0,0486	1	0,0151	0,0489	1	0,0151	0,0629
7	1	-0,0271	0,0480	1	-0,0271	0,0463	7	-0,3046	0,3122
8	7	0,0271	0,0904	7	0,0271	0,0825	2	0,1274	0,6392
9	1	0,0167	0,0504	1	0,0167	0,0483	2	-0,1577	0,1094
10	4	-0,1870	0,0625	4	-0,1870	0,0526	4	-0,1870	0,6385
11	3	0,0304	0,0553	2	0,0488	0,0495	2	0,0488	0,7402
12	3	0,0065	0,0712	3	0,0065	0,0607	2	0,0237	0,5360
13	9	-0,3239	0,0610	1	-0,1536	0,0552	9	-0,3239	0,6738
14	7	0,0294	0,0746	5	0,0517	0,0613	2	0,0907	0,9590
15	3	-0,0402	0,0865	5	-0,0599	0,0760	3	-0,0402	0,1947
16	14	-0,3338	0,0640	1	-0,0692	0,0537	14	-0,3338	0,6559
17	14	0,0201	**0,1027**	13	0,0233	**0,0862**	3	0,0938	0,9644
18	14	-0,0798	0,1210	14	-0,0798	0,1096	14	-0,0798	0,9339
19	9	-0,2501	0,0703	9	-0,2501	0,0524	9	-0,2501	0,8430
20	8	0,0120	0,0699	5	0,0346	0,0587	2	0,0624	0,9813
21	3	0,0035	0,0861	3	0,0035	0,0676	2	0,0171	0,7841
22	19	-0,3542	0,0818	19	-0,3542	0,0605	19	-0,3542	0,8755
23	19	0,0151	0,1145	17	0,0187	0,0864	3	0,0823	0,9988
24	5	-0,1092	0,0747	14	-0,1445	0,0732	5	-0,1092	0,2599
25	24	-0,2922	0,0845	2	-0,1577	0,0598	24	-0,2922	0,8831
26	22	0,0222	0,1361	24	0,0202	0,1199	4	0,0806	0,9932
27	24	-0,0786	0,1422	19	-0,0708	0,1427	24	-0,0786	0,9629

Çizelge 3.20. Farklı alternatif dağılımlar için en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	EE(2,10)			EP(3,0.7)			EG(0.2,0.7)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	1	-0,1452	0,0504	1	-0,1452	0,0483	1	-0,1452	0,2079
2	1	0,1368	0,0568	3	0,0300	0,0522	1	0,1368	0,4976
3	1	0,0879	0,0565	3	-0,0128	0,0499	1	0,0879	0,5283
4	1	-0,1313	0,0464	1	-0,1313	0,0444	1	-0,1313	0,1116
5	1	0,2082	0,0527	1	0,2082	0,0491	1	0,2082	0,5719
6	5	-0,1666	0,0341	4	-0,1732	0,0416	2	-0,1199	0,0419
7	3	-0,2389	0,0389	3	-0,2389	0,0397	1	-0,0271	0,0882
8	1	0,2743	0,0594	1	0,2743	0,0558	1	0,2743	0,4560
9	7	-0,2521	0,0291	6	-0,2401	0,0368	7	-0,2521	0,0561
10	1	-0,1048	0,0520	1	-0,1048	0,0483	1	-0,1048	0,3536
11	1	0,0936	0,0488	1	0,0936	0,0463	1	0,0936	0,6578
12	1	0,0673	0,0592	1	0,0673	0,0543	1	0,0673	0,4621
13	5	-0,3015	0,0390	5	-0,3015	0,0391	1	-0,1536	0,1940
14	1	0,1823	0,0555	1	0,1823	0,0527	1	0,1823	0,8902
15	9	-0,0938	0,0397	9	-0,0938	0,0441	9	-0,0938	0,0517
16	11	-0,3266	0,0261	11	-0,3266	0,0262	1	-0,0692	0,1231
17	1	0,2650	**0,0626**	1	0,2650	**0,0573**	1	0,2650	0,8563
18	1	0,1627	0,0565	1	0,1627	0,0550	1	0,1627	0,6839
19	3	-0,2264	0,0411	3	-0,2264	0,0366	1	-0,1367	0,3140
20	1	0,1222	0,0603	9	0,0069	0,0549	1	0,1222	0,9469
21	1	0,0800	0,0507	1	0,0800	0,0456	1	0,0800	0,6004
22	14	-0,3480	0,0240	15	-0,3512	0,0245	1	-0,1247	0,1802
23	1	0,2349	0,0571	1	0,2349	0,0514	1	0,2349	0,9798
24	19	-0,1490	0,0351	19	-0,1490	0,0375	19	-0,1490	0,0184
25	17	-0,2798	0,0141	20	-0,2890	0,0154	1	-0,0015	0,1432
26	1	0,2861	0,0594	1	0,2861	0,0558	1	0,2861	0,9154
27	1	0,1907	0,0590	1	0,1907	0,0551	1	0,1907	0,7110

Çizelge 3.19 ve Çizelge 3.20 incelendiğinde, gerçekte $EE(2,10)$, $EP(3,0.7)$ veya $EG(0.2,0.7)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testinde,

- $EE(2,10)$ dağılımı için, özellikle 17. ve daha sonraki sansür şemalarında, en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,
- $EE(2,10)$ dağılımı için elde edilen sonuçlara benzer sonuçların $EP(3,0.7)$ dağılımı için de elde edildiği,

- $EE(2,10)$ ve $EP(3,0.7)$ dağılımları için güçlerin genelde düşük olduğu,
- $EG(0.2,0.7)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığı $R_m = 20,\ R_i = 0$, i=1,2,…,m-1 şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,
- $EG(0.2,0.7)$ dağılımı için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

3.2 Üstelleştirilmiş Üstel Dağılımı Uyum Testi

(Gupta ve Kundu 1999) tarafından tanıtılan, Üstelleştirilmiş Üstel dağılımı Üstel dağılımın genelleştirilmesi ile çok dikkat çekmiştir. Burada λ şekil ve β ölçek parametreli olan dağılımda $\lambda = 1$ alındığında üstel dağılım elde edilir. Üstelleştirilmiş üstel dağılımı x>0, $\beta > 0, \lambda > 0$ olmak üzere, olasılık yoğunluk fonksiyonu ve dağılım fonksiyonu aşağıdaki gibidir.

$$f(x) = \lambda\beta e^{-x\beta}\left(1-e^{-x\beta}\right)^{\lambda-1} \tag{3.17}$$

$$F(x) = \left(1-e^{-x\beta}\right)^{\lambda} \tag{3.18}$$

şeklindedir. λ ve β parametreli Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına sahip bir rasgele değişken için $X \sim Üstelleştirilmiş\ Üstel(\lambda,\beta)$ gösterimi kullanılacaktır. Bu şekilde ifade edilen bir X rasgele değişkeninin beklenen değer ve varyansı ise sırasıyla,

$$E(X) = \left\{\psi(\lambda+1) + C\right\}/\beta \tag{3.19}$$

$$Var(X) = \left\{\pi^2 - 6\psi'(\lambda+1)/6\beta^2\right\} \tag{3.20}$$

olarak verilir.

3.2.1 Tam Örneklem Durumu

$X_1, X_2, \ldots, X_n \sim iid$ *Üstelleştirilmiş Üstel*(λ, β) olmak üzere bu örnekleme dayalı log-olabilirlik fonksiyonu,

$$\begin{aligned} \ln L(\lambda, \beta) &= \sum_{i=1}^{n} \ln f(x_i) \\ &\propto n \ln \lambda + n \ln \beta - \beta \sum_{i=1}^{n} x_i + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^{n} \ln\left(1 - e^{-x_i \beta}\right) \end{aligned} \tag{3.21}$$

şeklinde elde edilmektedir. Burada test edilecek hipotez,

$$\begin{aligned} &H_0 : \textit{Kitlenin olasılık dağılımı Üstelleştirilmiş Üstel'dir} \\ &H_1 : \textit{Değildir} \end{aligned}$$

veya

$$\begin{aligned} &H_0 : F_0(x) = \left(1 - e^{-x\beta}\right)^{\lambda} \\ &H_1 : F_0(x) \neq \left(1 - e^{-x\beta}\right)^{\lambda} \end{aligned} \tag{3.22}$$

olarak ifade edilebilir. Eşitlik (3.21)'de verilen log-olabilirlik fonksiyonu kullanılarak, bahsedilen hipotezin testi için kullanılacak TV, TVE ve TC test istatistikleri sırasıyla,

$$\begin{aligned} TV_{mn} &= -HV_{mn} - \frac{1}{n}\left(n \ln \lambda + n \ln \beta - \beta \sum_{i=1}^{n} x_i + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^{n} \ln\left(1 - e^{-x_i \beta}\right)\right) \\ &= -HV_{mn} - \ln \lambda - \ln \beta - \frac{\beta}{n} - \frac{(\lambda - 1)}{n} \sum_{i=1}^{n} \ln\left(1 - e^{-x_i \beta}\right) \end{aligned} \tag{3.23}$$

$$\begin{aligned} TVE_{mn} &= -HVE_{mn} - \frac{1}{n}\left(n \ln \lambda + n \ln \beta - n \sum_{i=1}^{n} x_i + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^{n} \ln\left(1 - e^{-x_i \beta}\right)\right) \\ &= -HVE_{mn} - \ln \lambda - \ln \beta - \frac{\beta}{n} - \frac{(\lambda - 1)}{n} \sum_{i=1}^{n} \ln\left(1 - e^{-x_i \beta}\right) \end{aligned} \tag{3.24}$$

$$TC_{mn} = -HC_{mn} - \frac{1}{n}\left(n\ln\lambda + n\ln\beta - n\sum_{i=1}^{n} x_i + (\lambda-1)\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1-e^{-x_i\beta}\right)\right)$$
$$= -HC_{mn} - \ln\lambda - \ln\beta - \frac{\beta}{n} - \frac{(\lambda-1)}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1-e^{-x_i\beta}\right) \quad (3.25)$$

şeklinde elde edilmektedir. Bu testler için simülasyon yardımıyla elde edilen kritik değerler, Çizelge 3.21, Çizelge 3.22, ve Çizelge 3.23'te verilmiştir. Ayrıca gerçek dağılımın Üstelleştirilmiş Üstel olması durumunda bant genişliği w'nun seçimine göre en iyi ve en kötü güçler aşağıda farklı dağılımlar ve parametre durumları altında incelenmiştir.

Çizelge 3.21. n=10,20,30, ve 40 olması surumunda Üstelleştirilmiş Üstel'lik testi için kritik değerler

n		**10**			**20**			**30**			**40**		
Testler		**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**
Bant genişliği (w)	**1**	NA	-2,79	-0,83	NA	-8,82	-6,75	NA	-14,90	-12,75	NA	-20,92	-18,62
	2	NA	-2,38	-0,95	NA	-8,23	-6,73	NA	-14,45	-12,82	NA	-20,43	-18,66
	3	-0,34	-2,26	-0,94	NA	-8,00	-6,71	NA	-14,17	-12,76	NA	-20,38	-18,90
	4	-0,61	-2,27	-0,99	NA	-8,09	-6,85	NA	-14,16	-12,87	NA	-20,12	-18,72
	5	0	0	0	Inf	-7,79	-6,63	NA	-14,05	-12,82	NA	-20,02	-18,72
	6	0	0	0	-6,42	-8,01	-6,89	NA	-13,74	-12,57	NA	-20,25	-18,97
	7	0	0	0	-6,55	-8,00	-6,90	NA	-13,78	-12,63	NA	-20,03	-18,84
	8	0	0	0	-6,51	-7,83	-6,73	-12,04	-13,84	-12,77	NA	-19,86	-18,71
	9	0	0	0	-6,52	-7,80	-6,69	-12,38	-13,88	-12,76	NA	-19,99	-18,88
	10	0	0	0	0	0	0	-12,36	-13,69	-12,61	Inf	-19,77	-18,70
	11	0	0	0	0	0	0	-12,36	-13,73	-12,65	-18,18	-19,84	-18,74
	12	0	0	0	0	0	0	-12,60	-13,85	-12,76	-18,47	-19,93	-18,85
	13	0	0	0	0	0	0	-12,44	-13,60	-12,58	-18,46	-19,77	-18,72
	14	0	0	0	0	0	0	-12,65	-13,72	-12,69	-18,51	-19,80	-18,78
	15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-18,76	-20,00	-18,97
	16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-18,70	-19,88	-18,83
	17	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-18,66	-19,81	-18,79
	18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-18,47	-19,58	-18,54
	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-18,78	-19,77	-18,79
	20 ve üstü	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 3.22. n=50,60 ve 70 olması surumunda Üstelleştirilmiş Üstel'lik testi için kritik değerler

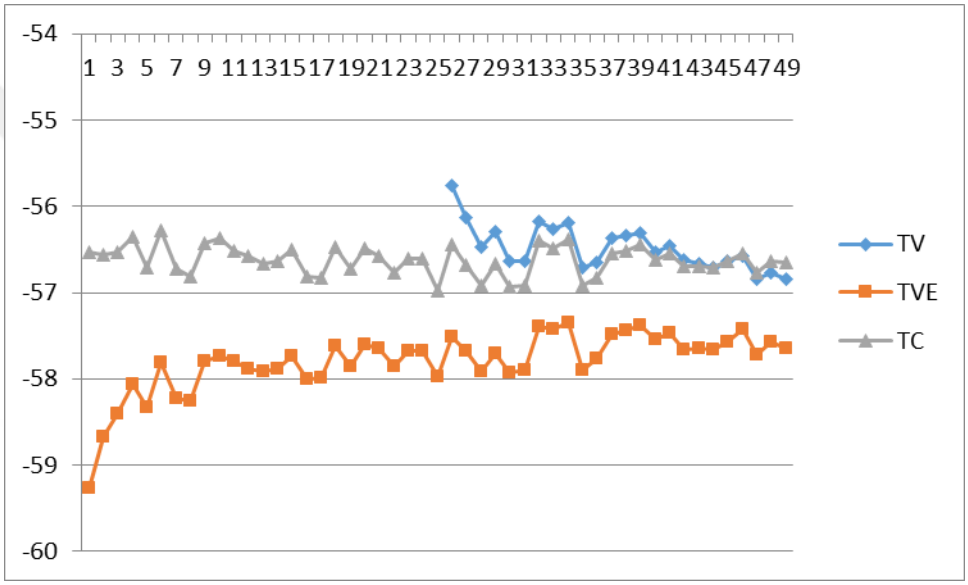
n		50			60			70		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	1	NA	-26,93	-24,53	NA	-33,52	-30,98	NA	-39,88	-37,32
	2	NA	-26,79	-25,03	NA	-33,12	-31,22	NA	-39,58	-37,56
	3	NA	-26,55	-24,91	NA	-32,89	-31,30	NA	-39,11	-37,38
	4	NA	-26,26	-24,80	NA	-32,57	-31,09	NA	-38,77	-37,18
	5	NA	-26,17	-24,85	NA	-32,61	-31,14	NA	-38,84	-37,35
	6	NA	-26,33	-25,07	NA	-32,49	-31,17	NA	-39,02	-37,64
	7	NA	-26,13	-24,87	NA	-32,51	-31,20	NA	-38,66	-37,34
	8	NA	-25,98	-24,80	NA	-32,44	-31,20	NA	-38,67	-37,37
	9	NA	-25,96	-24,82	NA	-32,47	-31,24	NA	-38,58	-37,33
	10	NA	-26,24	-25,09	NA	-32,26	-31,11	NA	-38,61	-37,40
	11	NA	-25,88	-24,74	NA	-32,41	-31,25	NA	-38,61	-37,40
	12	NA	-26,02	-24,93	NA	-32,48	-31,29	NA	-38,58	-37,42
	13	-24,09	-25,92	-24,86	NA	-32,30	-31,17	NA	-38,52	-37,40
	14	-24,27	-25,79	-24,75	NA	-32,40	-31,31	NA	-38,62	-37,48
	15	-24,67	-26,07	-25,04	Inf	-32,20	-31,15	NA	-38,82	-37,75
	16	-24,57	-25,86	-24,82	-30,66	-32,31	-31,25	NA	-38,66	-37,57
	17	-24,65	-25,91	-24,89	-30,88	-32,36	-31,35	NA	-38,45	-37,39
	18	-24,49	-25,74	-24,72	-30,83	-32,18	-31,14	-36,69	-38,57	-37,56
	19	-24,69	-25,91	-24,89	-30,93	-32,21	-31,19	-36,87	-38,41	-37,38
	20	-24,65	-25,79	-24,78	-31,10	-32,32	-31,28	-37,06	-38,50	-37,48
	21	-24,99	-26,15	-25,10	-31,00	-32,22	-31,24	-36,96	-38,33	-37,30
	22	-24,81	-25,95	-24,88	-31,16	-32,39	-31,38	-37,18	-38,44	-37,45
	23	-24,72	-25,76	-24,75	-30,84	-31,96	-31,02	-37,62	-38,83	-37,83
	24	-25,00	-25,90	-24,92	-30,87	-31,97	-30,99	-37,27	-38,46	-37,52
	26	0	0	0	-30,94	-32,04	-31,06	-37,45	-38,61	-37,66
	27	0	0	0	-31,09	-32,14	-31,15	-37,20	-38,33	-37,42
	28	0	0	0	-31,27	-32,24	-31,27	-37,01	-38,16	-37,15
	29	0	0	0	-30,80	-31,78	-30,77	-37,12	-38,20	-37,21
	30	0	0	0	0	0	0	-37,48	-38,46	-37,52
	31	0	0	0	0	0	0	-37,67	-38,65	-37,71
	32	0	0	0	0	0	0	-37,64	-38,62	-37,63
	33	0	0	0	0	0	0	-37,34	-38,31	-37,32
	34	0	0	0	0	0	0	-37,49	-38,35	-37,37
	35 ve üstü	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 3.23. n=80,90 ve 100 olması surumunda Üstelleştirilmiş Üstel'lik testi için kritik değerler

n		**80**			**90**			**100**		
Testler		**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**
Bant genişliği (w)	**1**	NA	-46,19	-43,54	NA	-52,49	-49,79	NA	-59,27	-56,53
	2	NA	-45,69	-43,69	NA	-52,31	-50,20	NA	-58,67	-56,56
	3	NA	-45,70	-43,89	NA	-51,87	-50,05	NA	-58,41	-56,53
	4	NA	-45,41	-43,74	NA	-51,78	-50,11	NA	-58,07	-56,35
	5	NA	-45,26	-43,68	NA	-51,82	-50,25	NA	-58,32	-56,71
	6	NA	-45,43	-43,94	NA	-51,79	-50,26	NA	-57,81	-56,27
	7	NA	-45,37	-43,99	NA	-51,85	-50,37	NA	-58,22	-56,73
	8	NA	-45,12	-43,77	NA	-51,57	-50,18	NA	-58,25	-56,82
	9	NA	-44,97	-43,68	NA	-51,35	-50,02	NA	-57,80	-56,42
	10	NA	-44,77	-43,51	NA	-51,43	-50,16	NA	-57,74	-56,37
	11	NA	-45,54	-44,28	NA	-51,30	-50,04	NA	-57,79	-56,51
	12	NA	-44,91	-43,69	NA	-51,38	-50,11	NA	-57,89	-56,58
	13	NA	-45,02	-43,86	NA	-51,31	-50,09	NA	-57,92	-56,66
	14	NA	-44,78	-43,61	NA	-51,44	-50,26	NA	-57,88	-56,64
	15	NA	-45,17	-44,00	NA	-51,27	-50,07	NA	-57,73	-56,50
	16	NA	-44,81	-43,69	NA	-51,16	-50,01	NA	-58,01	-56,81
	17	NA	-44,92	-43,84	NA	-51,54	-50,42	NA	-57,99	-56,84
	18	NA	-44,53	-43,47	NA	-51,09	-49,96	NA	-57,62	-56,47
	19	NA	-44,74	-43,71	NA	-51,16	-50,11	NA	-57,85	-56,72
	20	Inf	-45,12	-44,07	NA	-51,31	-50,20	NA	-57,61	-56,49
	21	-43,1	-44,9	-43,8	NA	-51,11	-50,03	NA	-57,65	-56,58
	22	-43,1	-44,7	-43,6	NA	-51,19	-50,12	NA	-57,85	-56,76
	23	-43,4	-44,8	-43,8	-49,31	-51,26	-50,20	NA	-57,67	-56,60
	24	-43,4	-44,8	-43,8	-49,87	-51,52	-50,47	NA	-57,67	-56,60
	26	-43,5	-44,8	-43,8	-49,76	-51,20	-50,17	NA	-57,98	-56,98
	27	-43,8	-45,0	-44,0	-49,69	-51,09	-50,09	-55,77	-57,51	-56,44
	28	-43,5	-44,7	-43,7	-49,84	-51,18	-50,16	-56,12	-57,68	-56,68
	29	-43,2	-44,4	-43,4	-49,49	-50,76	-49,76	-56,48	-57,92	-56,92
	30	-43,5	-44,7	-43,7	-50,13	-51,34	-50,36	-56,29	-57,70	-56,67
	31	-43,5	-44,7	-43,7	-50,26	-51,40	-50,41	-56,63	-57,93	-56,94
	32	-43,5	-44,6	-43,6	-49,85	-51,01	-50,04	-56,63	-57,90	-56,91
	33	-43,6	-44,7	-43,7	-49,97	-51,19	-50,20	-56,18	-57,39	-56,40
	34	-44,0	-45,0	-44,1	-49,94	-51,09	-50,13	-56,27	-57,43	-56,48
	35	-43,7	-44,7	-43,7	-49,70	-50,88	-49,87	-56,19	-57,35	-56,38
	36	-43,7	-44,8	-43,8	-50,16	-51,25	-50,32	-56,72	-57,89	-56,92
	37	-43,7	-44,6	-43,6	-50,14	-51,19	-50,24	-56,36	-57,49	-56,54
	38	-43,9	-44,7	-43,8	-50,04	-51,10	-50,14	-56,34	-57,44	-56,52
	39	-43,9	-44,7	-43,7	-49,91	-50,93	-49,96	-56,31	-57,37	-56,45
	40	0	0	0	-50,16	-51,09	-50,17	-56,54	-57,55	-56,63
	41	0	0	0	-50,49	-51,39	-50,44	-56,46	-57,46	-56,55

Çizelge 3.23. n=80,90 ve 100 olması surumunda Üstelleştirilmiş Üstel'lik testi için kritik değerler devamı

n		80			90			100		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	42	0	0	0	-50,08	-51,05	-50,05	-56,62	-57,66	-56,69
	43	0	0	0	-50,29	-51,14	-50,21	-56,67	-57,64	-56,69
	44	0	0	0	-50,29	-51,11	-50,12	-56,71	-57,65	-56,71
	45	0	0	0	0	0	0	-56,63	-57,58	-56,64
	46	0	0	0	0	0	0	-56,57	-57,42	-56,55
	47	0	0	0	0	0	0	-56,84	-57,72	-56,77
	48	0	0	0	0	0	0	-56,78	-57,57	-56,63
	49	0	0	0	0	0	0	-56,85	-57,64	-56,65



Şekil 3.2. n=100 için bant genişliğine karşın Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluk testlerine ilişkin 0.05 anlam seviyeli kritik değerler

Şekil 3.2 incelendiğinde;

- n=100 için çizilen kritik değerler grafiklerine bakıldığında bant genişliği w arttıkça TVE testine ilişkin kritik değerlerin hemen hemen sabit kaldığı,
- TV testine ilişkin kritik değerlerin azalarak sabitleştiği ve TC testine ilişkin kritik değerlerin artarak sabitleştiği gözlenmiştir.

Çizelge 3.24. Gerçek dağılımın $Weibull(5,3)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0	4	-0,53472	0,0057	1	-2,80384	0,0064	1	-0,87421	0,0063
20	0,0025	6	-6,5173	0,0015	6	-8,0926	0,0015	6	-6,98912	0,0016
30	0,01	8	-12,1032	4,00E-04	4	-14,0371	6,00E-04	4	-12,7877	6,00E-04
40	0,0193	14	-18,4543	2,00E-04	4	-20,2122	2,00E-04	4	-18,8493	2,00E-04
50	0,0338	20	-24,7359	1,00E-04	3	-26,3433	1,00E-04	10	-24,9431	1,00E-04
60	0,0563	1	NA	0	1	-33,5308	0	1	-30,9908	0
70	0,0777	1	NA	0	1	-39,903	0	1	-37,2755	0
80	0,1141	1	NA	0	18	-44,9686	1,00E-04	18	-43,9219	1,00E-04
90	0,1491	1	NA	0	1	-52,6165	0	1	-49,8152	0
100	0,1678	1	NA	0	1	-59,2637	0	1	-56,5043	0

Çizelge 3.25. Gerçek dağılımın $Weibull(5,3)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	4	-2,16067	0,0047	4	-0,87718	0,0048
20	5	Inf	0	9	-7,74306	0,0012	1	-6,56822	0,0011
30	7	NA	0	14	-13,4926	4,00E-04	14	-12,4562	4,00E-04
40	19	-18,7924	0	19	-19,7692	0	19	-18,7544	0
50	24	-25,0013	0	24	-25,9611	0	24	-24,9456	0
60	29	-31,2907	0	29	-32,1708	0	29	-31,2009	0
70	34	-37,6988	0	34	-38,5237	0	34	-37,5905	0
80	39	-43,9757	0	39	-44,7696	0	39	-43,8098	0
90	44	-50,1323	0	44	-50,9229	0	44	-49,9419	0
100	49	-56,5206	0	49	-57,2733	0	49	-56,3515	0

Çizelge 3.24 ve Çizelge 3.25 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(5,3)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve K-S testinin gücünün TV, TVE ve TC testlerinden daha fazla olduğu,
- TV, TVE ve TC testlerinin en kötü w'ya karşı hemen hemen gerçekleştirilemediği ve güçlerinin olmadığı, bu durumun TV, TVE ve TC testlerinin w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu, n=100 için en iyi bant genişliğinin 1 olduğu anlaşılmıştır.

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.26. Gerçek dağılımın $EP(2,2)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	4,00E-04	3	-0,45571	0,8862	3	-2,34888	0,8761	3	-1,03123	0,8886
20	0,0016	6	-6,27623	0,9929	7	-7,89093	0,992	1	-6,69772	0,9941
30	0,0021	8	-12,032	0,9999	8	-13,8105	0,9998	3	-12,6144	1
40	0,0032	11	-18,2228	1	1	-21,2839	1	1	-18,9203	1
50	0,0049	13	-24,1695	1	1	-27,072	1	1	-24,6362	1
60	0,0045	16	-30,0808	1	1	-33,5861	1	1	-31,0627	1
70	0,006	18	-36,8302	1	1	-39,6955	1	1	-37,1403	1
80	0,0074	21	-42,9485	1	1	-46,009	1	1	-43,3096	1
90	0,0099	23	-49,0843	1	1	-52,658	1	1	-49,9407	1
100	0,0105	26	-55,961	1	1	-59,3534	1	1	-56,6314	1

Çizelge 3.27. Gerçek dağılımın $EP(2,2)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	1	-2,89628	0,8602	4	-1,02172	0,8792
20	5	Inf	0	1	-8,76562	0,9897	9	-6,81562	0,9937
30	7	NA	0	1	-14,9977	0,9995	14	-12,8397	0,9999
40	10	Inf	0	19	-20,037	1	19	-18,9983	1
50	12	NA	0	24	-26,0018	1	24	-25,046	1
60	15	Inf	0	29	-32,1481	1	29	-31,1499	1
70	17	NA	0	34	-38,4259	1	34	-37,4682	1
80	20	Inf	0	39	-45,0755	1	39	-44,129	1
90	22	NA	0	44	-50,9517	1	44	-50,0224	1
100	25	Inf	0	49	-57,4479	1	49	-56,5312	1

Çizelge 3.26 ve Çizelge 3.27 incelendiğinde, gerçekte $EP(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, az da olsa TC testinin diğer testlerden daha güçlü olduğu,

- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, örnek hacminin n=10,20,30 alındıkları zaman, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda güçlerinin azaldıkları, yani bu testler için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu, TC testinde n=100 için en iyi bant genişliğinin 1 ve en kötü bant genişliğinin 49 olduğu anlaşılmıştır.

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.28. Gerçek dağılımın $EG(0.4, 2)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	4,00E-04	3	-0,33979	0,839	4	-2,26843	0,8384	1	-0,83	0,8561
20	0,001	7	-6,54705	0,987	7	-8,00128	0,9852	1	-6,75347	0,9888
30	0,0034	9	-12,3847	0,999	5	-14,0542	0,9989	3	-12,7581	0,9995
40	0,0042	11	-18,1826	1	7	-20,0335	1	2	-18,6572	1
50	0,0036	13	-24,0919	1	1	-26,932	1	1	-24,5333	1
60	0,006	16	-30,6575	1	1	-33,5186	1	1	-30,9845	1
70	0,0059	18	-36,6944	1	1	-39,8808	1	1	-37,3195	1
80	0,0096	21	-43,1355	1	1	-46,1896	1	1	-43,5357	1
90	0,0115	23	-49,3148	1	1	-52,494	1	1	-49,7867	1
100	0,0114	26	-55,7665	1	1	-59,2729	1	1	-56,5291	1

Çizelge 3.29. Gerçek dağılımın $EG(0.4, 2)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	1	-2,84598	0,8183	4	-0,9794	0,8428
20	5	Inf	0	1	-8,64008	0,9788	9	-6,64341	0,985
30	7	NA	0	1	-14,6716	0,9984	14	-12,5628	0,9991
40	10	Inf	0	4	-20,3324	0,9995	19	-18,9264	0,9997
50	12	NA	0	24	-25,8575	1	24	-24,8451	1
60	15	Inf	0	29	-32,1584	1	29	-31,2042	1
70	17	NA	0	34	-38,7469	1	34	-37,7665	1
80	20	Inf	0	39	-44,4957	1	39	-43,535	1
90	22	NA	0	44	-51,0945	1	44	-50,1238	1
100	25	Inf	0	49	-57,6001	1	49	-56,6904	1

Çizelge 3.28 ve Çizelge 3.29 incelendiğinde, gerçekte $EG(0.4, 2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, az da olsa TC testinin diğer testlerden daha güçlü olduğu,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, örnek hacminin n=10,20,30 ve 40 alındıkları zaman, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda güçlerinin azaldıkları, yani bu testler için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.30. Gerçek dağılımın $Weibull(0.7, 0.5)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0,002	3	-0,47283	0,329	4	-2,20759	0,307	1	-0,91097	0,354
20	0	6	-6,28753	0,434	8	-7,88707	0,42	1	-6,54131	0,447
30	0,005	8	-12,0528	0,524	13	-13,8145	0,497	1	-12,6936	0,54
40	0,003	11	-17,8118	0,558	16	-19,3428	0,542	1	-18,2529	0,576
50	0,003	13	-23,4869	0,624	21	-25,207	0,608	1	-24,0686	0,635
60	0,003	16	-30,2358	0,659	28	-31,7626	0,639	2	-30,8107	0,678
70	0,005	18	-36,6708	0,718	29	-38,4519	0,704	1	-37,4173	0,733
80	0,006	21	-43,4003	0,8	21	-45,1256	0,789	4	-44,053	0,803
90	0,003	24	-49,0348	0,785	36	-50,5352	0,772	1	-49,4278	0,792
100	0,014	26	-55,772	0,834	41	-57,3882	0,817	1	-56,2875	0,843

Çizelge 3.31. dağılımın $Weibull(0.7, 0.5)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	1	-2,79963	0,296	4	-0,95704	0,326
20	5	Inf	0	1	-8,69154	0,377	9	-6,65213	0,432
30	7	NA	0	1	-15,0117	0,448	14	-12,7304	0,519
40	10	Inf	0	1	-20,7029	0,495	19	-18,4136	0,557
50	12	NA	0	1	-26,6119	0,545	24	-24,2753	0,623
60	15	Inf	0	1	-33,1488	0,584	29	-30,7943	0,652
70	17	NA	0	1	-40,0318	0,656	34	-37,5077	0,713
80	20	Inf	0	1	-46,5347	0,731	39	-44,0643	0,797
90	22	NA	0	1	-52,2243	0,723	44	-49,6262	0,781
100	25	Inf	0	1	-59,1022	0,768	49	-56,5284	0,83

Çizelge 3.30 ve Çizelge 3.31 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(0.7, 0.5)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin karşılaştırılması sonucu TC testinin en güçlü test TVE testinin ise en az güce sahip olan test olduğu ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları,

- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda azaldıkları, yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.32. Gerçek dağılımın $EP(3, 0.7)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0	3	-0,60892	0,27	4	-2,35835	0,257	1	-1,17393	0,286
20	0,001	6	-6,77069	0,355	5	-8,39153	0,345	1	-7,15418	0,369
30	0,004	8	-11,6338	0,364	13	-13,3975	0,356	2	-12,3614	0,378
40	0,006	11	-18,5316	0,459	17	-20,15	0,445	3	-19,066	0,464
50	0,006	13	-23,8178	0,508	18	-25,5877	0,5	3	-24,6311	0,518
60	0,011	16	-30,2593	0,588	26	-31,7989	0,573	2	-30,8984	0,599
70	0,021	19	-37,7501	0,647	33	-39,2687	0,635	3	-38,2776	0,654
80	0,02	22	-43,6389	0,634	34	-45,0717	0,62	6	-44,0845	0,639
90	0,017	24	-49,4029	0,674	37	-50,9206	0,667	2	-49,9571	0,676
100	0,021	26	-55,8202	0,704	38	-57,4744	0,698	1	-56,3245	0,711

Çizelge 3.33. Gerçek dağılımın $EP(3, 0.7)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	1	-3,04085	0,25	4	-1,19054	0,269
20	5	Inf	0	1	-9,26367	0,326	9	-7,16758	0,351
30	7	NA	0	1	-14,4538	0,321	14	-12,3508	0,36
40	10	Inf	0	1	-21,3383	0,394	19	-19,1264	0,453
50	12	NA	0	1	-27,003	0,456	24	-24,5121	0,5
60	15	Inf	0	1	-33,2524	0,505	29	-30,8199	0,579
70	17	NA	0	1	-40,6855	0,569	34	-38,2432	0,641
80	20	Inf	0	1	-46,468	0,54	39	-44,2083	0,628
90	22	NA	0	1	-52,6923	0,609	44	-50,0729	0,672
100	25	Inf	0	1	-59,058	0,641	49	-56,52	0,7

Çizelge 3.32 ve Çizelge 3.33 incelendiğinde, gerçekte $EP(3, 0.7)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin karşılaştırılması sonucu TC testinin en güçlü test TVE testinin ise en az güce sahip olan test olduğu ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TC testinin gücünün, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda hemen hemen aynı olduğu, yani bu test için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı,
- TVE testinin gücünün, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda azaldığı, yani bu test için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.34. Gerçek dağılımın $EG(0.6, 2)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0	3	-0,74211	0,693	4	-2,5819	0,681	2	-1,37601	0,711
20	0	6	-6,48624	0,912	2	-8,5797	0,906	1	-6,92614	0,923
30	0	8	-12,5806	0,985	6	-14,5100	0,984	3	-13,3261	0,986
40	0,001	11	-17,8819	0,996	1	-20,7115	0,993	1	-18,2356	0,996
50	0,002	13	-24,6977	1	1	-27,8494	1	1	-25,334	1
60	0	16	-29,9572	1	3	-32,3786	1	1	-30,425	1
70	0,002	18	-36,1129	1	1	-39,1883	1	1	-36,7994	1
80	0,001	21	-43,6911	1	1	-46,7254	1	1	-44,1876	1
90	0,003	23	-50,1083	1	1	-53,467	1	1	-50,859	1
100	0,003	26	-55,5713	1	1	-58,7865	1	1	-56,1046	1

Çizelge 3.35. Gerçek dağılımın $EG(0.6, 2)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	1	-3,1144	0,667	4	-1,32849	0,693
20	5	Inf	0	1	-9,0379	0,901	9	-6,88908	0,913
30	7	NA	0	1	-15,5701	0,977	14	-13,2195	0,985
40	10	Inf	0	2	-20,2161	0,992	19	-18,4332	0,996
50	12	NA	0	24	-26,439	1	24	-25,3721	1
60	15	Inf	0	2	-32,6114	0,999	29	-30,5893	1
70	17	NA	0	34	-37,9469	1	34	-36,9398	1
80	20	Inf	0	39	-45,3393	1	39	-44,3697	1
90	22	NA	0	44	-51,9705	1	44	-51,0719	1
100	25	Inf	0	49	-57,2055	1	49	-56,2855	1

Çizelge 3.34 ve Çizelge 3.35 incelendiğinde, gerçekte $EG(0.6, 2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, az da olsa TC testinin diğer testlerden daha güçlü olduğu,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, örnek hacminin n=10,20,30 ve 40 alındıkları zaman, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda güçlerinin azaldıkları, yani bu testler için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

3.2.2 İlerleyen Tür Sansürlü Örneklem Durumu

$X^{\mathbf{R}}_{1:m:n}, X^{\mathbf{R}}_{2:m:n}, \ldots, X^{\mathbf{R}}_{m:m:n}$, *Üstelleştirilmiş Üstel*(λ, β) dağılımından alınan ilerleyen tür sansürlü örneklem olmak üzere bu örneklem altında olabilirlik ve log-olabilirlik fonksiyonları sırasıyla,

$$L(\lambda,\beta) \propto \prod_{i=1}^{m} f(x_i)\left[1-F(x_i)\right]^{R_i}$$

$$=\lambda^m \beta^m e^{-\sum_{i=1}^{m} x_i\beta} \prod_{i=1}^{m}\left(1-e^{-x_i\beta}\right)^{\lambda-1}\left(1-\left(1-e^{-x_i\beta}\right)^{\lambda}\right)^{R_i} \tag{3.26}$$

$$\ln L(\lambda,\beta) \propto m\ln\lambda + m\ln\beta - \beta\sum_{i=1}^{m} x_i + (\lambda-1)\sum_{i=1}^{m}\ln\left(1-e^{-x_i\beta}\right) + \sum_{i=1}^{m} R_i \ln\left(1-\left(1-e^{-x_i\beta}\right)^{\lambda}\right) \tag{3.27}$$

şeklindedir. Buradan λ ve β parametrelerinin en çok olabilirlik tahmin edicileri ise;

$$\frac{\partial \ln L(\lambda,\beta)}{\partial\lambda} = \frac{m}{\lambda} + \sum_{i=1}^{m}\ln\left(1-e^{-x_i\beta}\right) + \sum_{i=1}^{m} R_i \frac{\left(1-e^{-x_i\beta}\right)^{\lambda}\ln\left(1-e^{-x_i\beta}\right)}{\left(1-\left(1-e^{-x_i\beta}\right)^{\lambda}\right)} = 0 \tag{3.28}$$

$$\frac{\partial \ln L(\lambda,\beta)}{\partial\beta} = \frac{m}{\beta} - \sum_{i=1}^{m} x_i + (\lambda-1)\sum_{i=1}^{m}\frac{x_i e^{-x_i\beta}}{\left(1-e^{-x_i\beta}\right)} - \lambda\sum_{i=1}^{m} R_i \frac{\left(1-e^{-x_i\beta}\right)^{\lambda} x_i e^{-x_i\beta}}{\left(1-\left(1-e^{-x_i\beta}\right)^{\lambda}\right)} = 0 \tag{3.29}$$

olabilirlik denklemlerinin $\hat{\lambda}$ ve $\hat{\beta}$'ya göre çözümünden elde edilmektedir. Bu denklemlerin analitik çözümleri mevcut olmadığından nümerik yöntemler kullanılarak λ ve β parametrelerinin en çok olabilirlik tahminleri elde edilebilmektedir. Burada Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğun testi için hipotezler,

$$H_0 : F_0 = \left(1-e^{-x\beta}\right)^{\lambda}$$
$$H_A : F_0 \neq \left(1-e^{-x\beta}\right)^{\lambda} \tag{3.30}$$

olarak verilmektedir. İlerleyen tür sansürlü örneklemler için Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygun olup olmadığına ilişkin Kullback-Leibler bilgisi aşağıdaki gibi elde edilir.

$$
\begin{aligned}
I_{1\ldots m:m:n}\left(f:f^{0}\right) &= -n\bar{H}_{1\ldots m:m:n} - \left(\begin{array}{l} m\ln\lambda + m\ln\beta - \beta\sum_{i=1}^{m} x_i + (\lambda-1)\sum_{i=1}^{m}\ln\left(1-e^{-x_i\beta}\right) \\ +\sum_{i=1}^{m} R_i \ln\left(1-\left(1-e^{-x_i\beta}\right)^{\lambda}\right) \end{array} \right) \\
&= -n\bar{H}_{1\ldots m:m:n} - m\ln\lambda - m\ln\beta + \beta\sum_{i=1}^{m} x_i - (\lambda-1)\sum_{i=1}^{m}\ln\left(1-e^{-x_i\beta}\right) \\
&\quad -\sum_{i=1}^{m} R_i \ln\left(1-\left(1-e^{-x_i\beta}\right)^{\lambda}\right)
\end{aligned}
\tag{3.31}
$$

Yukarıda yer alan Kullback-Leibler bilgisinde λ ve β parametrelerine göre türevler alınır ve tahmin edicilere ulaşılır. λ ve β parametrelerine ilişkin en çok olabilirlik tahmin edicilerini aşağıda yer alan test istatistiğinde yerine konulduğu zaman test istatistiği elde edilir. İlerleyen tür sansürlü örneklem altında Kullback-Leibler bilgisi test istatistiği,

$$
\mathrm{TA}(w,n,m) = -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}\log\left\{\frac{G\left(X_{(i+w:m:n)};\hat{\theta}\right)-G\left(X_{(i-w:m:n)};\hat{\theta}\right)}{X_{i+w:m:n}-X_{i-w:m:n}}\right\}+\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}R_i\log\left\{\frac{1-m/n}{1-G\left(X_{(i:m:n)};\hat{\theta}\right)}\right\} \tag{3.32}
$$

olarak hesaplanır. Bu test için simülasyon yardımıyla, gerçek dağılımın Üstelleştirilmiş Üstel olması durumunda elde edilen kritik değerler, bant genişliği w'nun seçimine göre en iyi ve en kötü güçler farklı dağılımlar ve parametre durumları altında incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar Çizelge 3.36-3.39'da verilmiştir.

Çizelge 3.36. Farklı alternatif dağılımlar için en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(5,3)			EP(2,2)			EG(0.4,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	1	-0,1517	0,1173	3	-0,2720	0,1197	3	-0,2720	0,2820
2	1	0,1370	0,0443	1	0,1370	0,0526	2	0,0703	**0,5159**
3	1	0,0892	0,0439	2	0,0221	0,0549	2	0,0221	0,5543
4	2	-0,2738	0,2276	5	-0,3449	0,1357	5	-0,3449	0,2479
5	1	0,2040	0,0577	2	0,1004	0,0612	2	0,1004	**0,6613**
6	4	-0,1666	0,2915	2	-0,1252	0,0787	5	-0,1584	0,1429
7	3	-0,2442	0,3088	7	-0,3110	0,1413	7	-0,3110	0,1987
8	1	0,2758	0,0905	3	0,0957	0,0850	2	0,1247	**0,6050**
9	7	-0,2472	0,3690	3	-0,1907	0,0998	3	-0,1907	0,0705
10	2	-0,1689	0,1990	4	-0,1947	0,1377	4	-0,1947	0,4651
11	1	0,0925	0,0460	2	0,0478	0,0529	2	0,0478	**0,7259**
12	1	0,0667	0,0490	1	0,0667	0,0555	2	0,0236	0,4914
13	3	-0,2909	**0,4518**	8	-0,3313	**0,1798**	8	-0,3313	0,3833
14	1	0,1828	0,0633	2	0,0884	0,0643	2	0,0884	**0,9376**
15	1	0,0850	0,1099	3	-0,0447	0,1005	3	-0,0447	0,1153
16	4	-0,2862	**0,5980**	13	-0,3383	**0,1832**	13	-0,3383	0,2810
17	1	0,2646	0,1171	7	0,0624	0,0991	3	0,0903	**0,9425**
18	1	0,1618	0,1611	5	-0,0351	0,1152	14	-0,0726	0,8783
19	3	-0,2291	**0,5032**	8	-0,2565	**0,1760**	8	-0,2565	0,5211
20	1	0,1216	0,0648	3	0,0475	0,0599	2	0,0617	**0,9717**
21	1	0,0791	0,0749	3	0,0053	0,0627	2	0,0186	0,6923
22	4	-0,3102	**0,7423**	16	-0,3577	**0,2134**	17	-0,3584	0,3614
23	1	0,2345	0,1196	6	0,0599	0,0864	3	0,0814	**0,9965**
24	4	-0,1055	0,3736	5	-0,1155	0,1557	5	-0,1155	0,1297
25	5	-0,2456	**0,8172**	21	-0,2939	**0,2190**	22	-0,2943	0,2748
26	1	0,2839	0,2222	8	0,0597	0,1315	4	0,0775	**0,9835**
27	2	0,0381	0,3167	8	-0,0449	0,1762	24	-0,0725	0,9340

Çizelge 3.37. Farklı alternatif dağılımlar için en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(5,3)			EP(2,2)			EG(0.4,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	3	-0,2720	0,0551	1	-0,1517	0,0593	1	-0,1517	0,1298
2	3	0,0343	0,0260	3	0,0343	0,0416	1	0,1370	**0,4659**
3	3	-0,0111	0,0194	3	-0,0111	0,0508	1	0,0892	0,4853
4	5	-0,3449	0,0832	1	-0,1355	0,0515	1	-0,1355	0,0734
5	4	0,0523	0,0137	5	0,0326	0,0527	1	0,2040	**0,5474**
6	1	0,0138	0,1423	5	-0,1584	0,0310	2	-0,1252	0,0697
7	7	-0,3110	0,2055	1	-0,0255	0,0520	1	-0,0255	0,0603
8	6	0,0474	0,0044	1	0,2758	0,0591	1	0,2758	**0,4321**
9	1	0,0216	0,2126	7	-0,2472	0,0321	7	-0,2472	0,0489
10	4	-0,1947	0,0391	1	-0,1092	0,0609	1	-0,1092	0,1846
11	3	0,0304	0,0309	4	0,0141	0,0467	1	0,0925	**0,6450**
12	4	-0,0085	0,0202	4	-0,0085	0,0450	1	0,0667	0,4309
13	9	-0,3290	**0,0120**	1	-0,1521	**0,0507**	1	-0,1521	0,0841
14	7	0,0309	0,0129	9	0,0179	0,0364	1	0,1828	**0,8564**
15	9	-0,0938	0,0091	1	0,0850	0,0554	9	-0,0938	0,0501
16	14	-0,3366	**0,0570**	1	-0,0700	**0,0499**	1	-0,0700	0,0605
17	11	0,0384	0,0014	1	0,2646	0,0557	1	0,2646	**0,8201**
18	14	-0,0726	0,0004	1	0,1618	0,0629	1	0,1618	0,6458
19	9	-0,2543	**0,0053**	1	-0,1362	**0,0479**	1	-0,1362	0,1178
20	6	0,0281	0,0174	9	0,0100	0,0286	1	0,1216	**0,9276**
21	8	-0,0274	0,0090	9	-0,0325	0,0416	1	0,0791	0,5432
22	19	-0,3561	**0,0043**	1	-0,1252	**0,0528**	1	-0,1252	0,0660
23	16	0,0267	0,0007	19	0,0229	0,0470	1	0,2345	**0,9719**
24	19	-0,1494	0,0063	19	-0,1494	0,0397	18	-0,1502	0,0550
25	24	-0,2933	**0,1099**	1	-0,0023	**0,0478**	1	-0,0023	0,0527
26	24	0,0282	0,0000	1	0,2839	0,0655	1	0,2839	**0,8965**
27	24	-0,0725	0,0000	1	0,1856	0,0710	1	0,1856	0,6935

Çizelge 3.36 ve Çizelge 3.37 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(5,3)$, $EP(2,2)$ veya $EG(0.4,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testinde,

- $Weibull(5,3)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının ilk gözlem elde edildiğinde $R_m = 12,\ R_i = 0, \mathrm{i} \neq 12$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,

- $Weibull(5,3)$ dağılımı için elde edilen sonuçlara benzer sonuçların $EP(2,2)$ dağılımı için de elde edildiği,
- $EP(2,2)$ dağılımı için güçlerin genelde düşük olduğu,
- $EG(0.4,2)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığı $R_m = 20,\ R_i = 0, \text{i=1,2,…,m-1}$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,
- $EG(0.4,2)$ dağılımı için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.38. Farklı alternatif dağılımlar için en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(0.7,0.5)			EP(3,0.7)			EG(0.6,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	3	-0,2726	**0,1315**	3	-0,2726	**0,1391**	3	-0,2726	0,2208
2	1	0,1366	0,0542	1	0,1366	0,0542	2	0,0694	0,5088
3	1	0,0857	0,0533	2	0,0209	0,0528	2	0,0209	0,5307
4	5	-0,3445	**0,1356**	5	-0,3445	**0,1571**	5	-0,3445	0,1833
5	2	0,0987	0,0696	3	0,0738	0,0702	2	0,0987	0,6431
6	2	-0,1259	0,0750	2	-0,1259	0,0854	5	-0,1597	0,1927
7	7	-0,3111	**0,1553**	7	-0,3111	**0,1778**	7	-0,3111	0,1381
8	3	0,0965	0,0746	5	0,0615	0,0856	2	0,1254	0,5418
9	3	-0,1914	0,0912	3	-0,1914	0,1144	7	-0,2477	0,0599
10	4	-0,1941	**0,1296**	4	-0,1941	**0,1403**	4	-0,1941	0,3613
11	2	0,0469	0,0565	3	0,0298	0,0560	2	0,0469	0,7169
12	2	0,0228	0,0615	2	0,0228	0,0606	4	-0,0093	0,4925
13	8	-0,3314	**0,1859**	8	-0,3314	**0,2240**	8	-0,3314	0,2722
14	2	0,0892	0,0638	2	0,0892	0,0627	2	0,0892	0,9288
15	3	-0,0438	0,0965	3	-0,0438	0,1056	3	-0,0438	0,0890
16	12	-0,3371	**0,2065**	12	-0,3371	**0,2628**	13	-0,3382	0,1826
17	4	0,0796	0,0854	4	0,0796	0,0941	3	0,0944	0,9137
18	4	-0,0281	0,1050	5	-0,0336	0,1284	14	-0,0712	0,8350
19	8	-0,2564	**0,1826**	7	-0,2540	**0,2109**	8	-0,2564	0,4057
20	1	0,1232	0,0524	1	0,1232	0,0518	9	0,0095	0,9655
21	3	0,0038	0,0715	3	0,0038	0,0695	9	-0,0332	0,6759
22	16	-0,3578	**0,2344**	16	-0,3578	**0,3080**	17	-0,3584	0,2358
23	4	0,0673	0,0844	4	0,0673	0,0876	19	0,0225	0,9940
24	5	-0,1148	0,1395	5	-0,1148	0,1753	5	-0,1148	0,0854
25	21	-0,2939	**0,2382**	21	-0,2939	**0,3086**	22	-0,2942	0,1641
26	5	0,0680	0,1126	11	0,0556	0,1384	24	0,0284	0,9755
27	6	-0,0403	0,1428	17	-0,0646	0,1961	24	-0,0724	0,8951

Çizelge 3.39. Farklı alternatif dağılımlar için en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(0.7,0.5)			EP(3,0.7)			EG(0.6,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	1	-0,1482	**0,0623**	1	-0,1482	**0,0644**	1	-0,1482	0,0945
2	3	0,0344	0,0411	3	0,0344	0,0445	1	0,1366	0,4563
3	3	-0,0112	0,0415	3	-0,0112	0,0453	1	0,0857	0,4748
4	1	-0,1327	**0,0463**	1	-0,1327	**0,0489**	1	-0,1327	0,0527
5	5	0,0322	0,0405	5	0,0322	0,0519	1	0,2067	0,5138
6	4	-0,1659	0,0391	5	-0,1597	0,0370	2	-0,1259	0,0831
7	1	-0,0266	**0,0520**	1	-0,0266	**0,0543**	1	-0,0266	0,0499
8	7	0,0362	0,0467	1	0,2784	0,0552	1	0,2784	0,3691
9	7	-0,2477	0,0325	7	-0,2477	0,0369	1	0,0226	0,0484
10	1	-0,1055	**0,0545**	1	-0,1055	**0,0573**	1	-0,1055	0,1345
11	4	0,0142	0,0454	4	0,0142	0,0485	1	0,0931	0,6294
12	4	-0,0093	0,0488	4	-0,0093	0,0517	1	0,0668	0,4189
13	1	-0,1508	**0,0492**	1	-0,1508	**0,0522**	1	-0,1508	0,0633
14	9	0,0184	0,0216	9	0,0184	0,0353	1	0,1820	0,8336
15	8	-0,0900	0,0470	9	-0,0938	0,0652	9	-0,0938	0,0590
16	1	-0,0681	**0,0444**	1	-0,0681	**0,0467**	1	-0,0681	0,0449
17	14	0,0306	0,0267	14	0,0306	0,0547	1	0,2635	0,7731
18	14	-0,0712	0,0582	1	0,1626	0,0644	1	0,1626	0,5648
19	1	-0,1366	**0,0553**	1	-0,1366	**0,0591**	1	-0,1366	0,0980
20	9	0,0095	0,0184	9	0,0095	0,0304	1	0,1232	0,9147
21	9	-0,0332	0,0399	9	-0,0332	0,0502	1	0,0793	0,5093
22	1	-0,1238	**0,0527**	1	-0,1238	**0,0566**	1	-0,1238	0,0544
23	19	0,0225	0,0202	19	0,0225	0,0444	1	0,2325	0,9534
24	1	0,0803	0,0498	19	-0,1494	0,0339	1	0,0803	0,0510
25	1	-0,0019	**0,0529**	1	-0,0019	**0,0589**	1	-0,0019	0,0518
26	24	0,0284	0,0503	1	0,2854	0,0642	1	0,2854	0,8477
27	1	0,1886	0,0575	1	0,1886	0,0669	1	0,1886	0,5711

Çizelge 3.38 ve Çizelge 3.39 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(0.7, 0.5)$, $EP(3, 0.7)$ veya $EG(0.6, 2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testinde,

- $Weibull(0.7, 0.5)$ dağılımı için, özellikle 13. ve daha sonraki sansür şemalarında, sansürlemenin tamamının ilk gözlem elde edildiğinde $R_m = 12,\ R_i = 0, i \neq 12$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu, en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,

- *Weibull*$(0.7, 0.5)$ dağılımı için elde edilen sonuçlara benzer sonuçların $EP(3, 0.7)$ dağılımı için de elde edildiği,
- *Weibull*$(0.7, 0.5)$ ve $EP(3, 0.7)$ dağılımları için güçlerin genelde düşük olduğu,
- $EG(0.6, 2)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığı $R_m = 20,\ R_i = 0$, i=1,2,…,m-1 şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,
- $EG(0.6, 2)$ dağılımı için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

3.3 Üstel Poisson Dağılımı Uyum Testi

Genel olarak, bir popülasyonun zaman içindeki davranışı karakterize edildiğinde azalan başarısızlık oranını göstermesi beklenir. Bu sebeple litetürde azalan başarısızlık oranına sahip birçok dağılım bulunmaktadır. Bu çalışmalardan biri olan iki parametreli Üstel Poisson dağılımı (Kuş 2007) tarafından tanıtılmıştır. Bu dağılıma ilişkin $x, \beta, \lambda \in \mathbb{R}_+$ olmak üzere olasılık yoğunluk fonksiyonu ve dağılım fonksiyonu aşağıdaki gibidir.

$$f(x;\lambda,\beta) = \frac{\lambda\beta}{\left(1-e^{-\lambda}\right)} e^{-\lambda-\beta x+\lambda\exp(-\beta x)} \tag{3.33}$$

$$F(x;\lambda,\beta) = \left(e^{\lambda\exp(-\beta x)} - e^{\lambda}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)^{-1} \tag{3.34}$$

şeklindedir. λ ve β parametreli Üstel Poisson dağılımına sahip bir rasgele değişken için $X \sim \text{Üstel Poisson}(\lambda, \beta)$ gösterimi kullanılacaktır. Bu şekilde ifade edilen bir X rasgele değişkeninin beklenen değer ve varyansı ise sırasıyla,

$$E(X) = \frac{\lambda}{\left(e^{\lambda}-1\right)\beta} F_{2,2}\left([1,1],[2,2],\lambda\right) \tag{3.35}$$

$$Var(X)=\frac{\lambda}{\left(e^{\lambda}-1\right)\beta^{2}}\left\{2F_{3,3}\left([1,1,1],[2,2,2],\lambda\right)-\frac{\lambda}{\left(e^{\lambda}-1\right)}F_{2,2}^{2}\left([1,1],[2,2],\lambda\right)\right\} \qquad (3.36)$$

olarak verilir.

3.3.1 Tam Örneklem Durumu

$X_1, X_2, \ldots, X_n \sim iid\ Üstel\ Poisson(\beta,\lambda)$ olmak üzere bu örnekleme dayalı log-olabilirlik fonksiyonu,

$$\begin{aligned}\ln L\left(\beta,\lambda\right)&=\sum_{i=1}^{n}\ln f(x_i)\\ &\propto n\ln\left(\lambda\beta\right)-\beta\sum_{i=1}^{n}x_i-n\lambda+\lambda\sum_{i=1}^{n}e^{-\beta x_i}-n\ln\left(1-e^{-\lambda}\right)\end{aligned} \qquad (3.37)$$

şeklinde elde edilmektedir. Burada test edilecek hipotez,

$H_0: Kitlenin\ olasılık\ dağılımı\ Üstel\ Poisson'dur$
$H_1: Değildir$

veya

$$\begin{aligned}H_0 &: F_0=\left(e^{\lambda\exp(-\beta x)}-e^{\lambda}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)^{-1}\\ H_1 &: F_0\neq\left(e^{\lambda\exp(-\beta x)}-e^{\lambda}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)^{-1}\end{aligned} \qquad (3.38)$$

olarak ifade edilebilir. Eşitlik (3.37)'de verilen log-olabilirlik fonksiyonu kullanılarak, bahsedilen hipotezin testi için kullanılacak TV, TV ve TC test istatistikleri sırasıyla,

$$\begin{aligned}TV_{mn} &= -HV_{mn}-\frac{1}{n}\left(n\ln\left(\lambda\beta\right)-\beta\sum_{i=1}^{n}x_i-n\lambda+\lambda\sum_{i=1}^{n}e^{-\beta x_i}-n\ln\left(1-e^{-\lambda}\right)\right)\\ &=-HV_{mn}-\ln\left(\lambda\beta\right)+\frac{\beta}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i+\lambda-\frac{\lambda}{n}\sum_{i=1}^{n}e^{-\beta x_i}+\ln\left(1-e^{-\lambda}\right)\end{aligned} \qquad (3.39)$$

$$TVE_{mn} = -HVE_{mn} - \frac{1}{n}\left(n\ln(\lambda\beta) - \beta\sum_{i=1}^{n}x_i - n\lambda + \lambda\sum_{i=1}^{n}e^{-\beta x_i} - n\ln\left(1-e^{-\lambda}\right)\right)$$
$$= -HVE_{mn} - \ln(\lambda\beta) + \frac{\beta}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i + \lambda - \frac{\lambda}{n}\sum_{i=1}^{n}e^{-\beta x_i} + \ln\left(1-e^{-\lambda}\right) \quad (3.40)$$

$$TC_{mn} = -HC_{mn} - \frac{1}{n}\left(n\ln(\lambda\beta) - \beta\sum_{i=1}^{n}x_i - n\lambda + \lambda\sum_{i=1}^{n}e^{-\beta x_i} - n\ln\left(1-e^{-\lambda}\right)\right)$$
$$= -HC_{mn} - \ln(\lambda\beta) + \frac{\beta}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i + \lambda - \frac{\lambda}{n}\sum_{i=1}^{n}e^{-\beta x_i} + \ln\left(1-e^{-\lambda}\right) \quad (3.41)$$

şeklinde elde edilmektedir. Bu testler için simülasyon yardımıyla elde edilen kritik değerler, Çizelge 3.40, Çizelge 3.41 ve Çizelge 3.42'de verilmiştir. Ayrıca gerçek dağılımın Üstel Poisson olması durumunda bant genişliği w'nun seçimine göre en iyi ve en kötü güçler aşağıda farklı dağılımlar ve parametre durumları altında incelenmiştir.

Çizelge 3.40. n=10,20,30, ve 40 olması durumunda Üstel Poisson'luk testi için kritik değerler

n		**10**			**20**			**30**			**40**		
Testler		**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**
Bant genişliği (w)	**1**	NA	12,30	14,91	NA	20,60	23,03	NA	28,63	31,20	NA	35,58	38,12
	2	NA	12,79	14,86	NA	21,20	23,10	NA	28,72	30,72	NA	36,14	38,12
	3	15,81	12,89	14,83	NA	21,48	23,27	NA	28,79	30,54	NA	36,19	38,01
	4	15,80	13,15	14,95	NA	21,30	22,98	NA	28,70	30,35	NA	36,20	37,89
	5	0	0	0	Inf	21,23	22,83	NA	29,25	30,82	NA	36,38	37,98
	6	0	0	0	23,62	21,25	22,80	NA	29,13	30,66	NA	36,27	37,84
	7	0	0	0	23,69	21,38	22,94	NA	29,07	30,57	NA	36,17	37,70
	8	0	0	0	23,67	21,45	22,97	31,69	29,20	30,69	NA	36,39	37,85
	9	0	0	0	23,56	21,45	22,92	31,30	29,08	30,53	NA	36,27	37,70
	10	0	0	0	0	0	0	30,95	28,96	30,34	Inf	36,36	37,72
	11	0	0	0	0	0	0	31,43	29,33	30,74	38,86	36,62	38,00
	12	0	0	0	0	0	0	31,01	29,09	30,42	38,84	36,75	38,14
	13	0	0	0	0	0	0	30,94	29,07	30,34	38,49	36,52	37,87
	14	0	0	0	0	0	0	31,04	29,26	30,52	38,83	36,83	38,15
	15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	38,60	36,70	37,95
	16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	38,26	36,49	37,70
	17	0	0	0	0	0	0	0	0	0	38,55	36,73	38,01
	18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	38,39	36,62	37,86
	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	38,17	36,58	37,76
	20 ve üstü	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 3.41. n=50,60 ve 70 olması durumunda Üstel Poisson'luk testi için kritik değerler

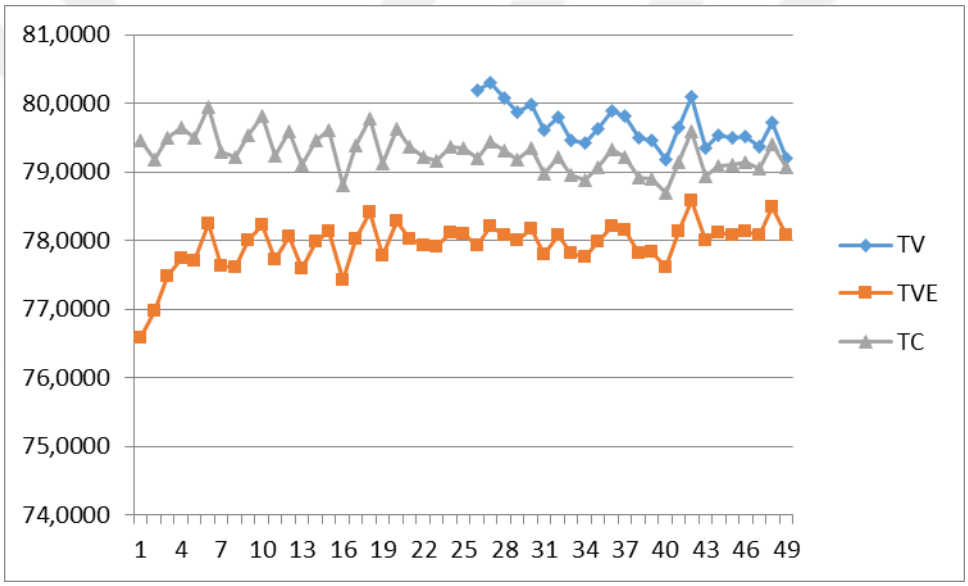
n		**50**			**60**			**70**		
Testler		**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**
Bant genişliği (w)	**1**	NA	42,38	45,04	NA	49,62	52,29	NA	56,59	59,40
	2	NA	43,06	45,18	NA	50,17	52,26	NA	57,25	59,36
	3	NA	43,32	45,13	NA	50,55	52,34	NA	57,28	59,16
	4	NA	43,11	44,83	NA	50,67	52,43	NA	56,93	58,72
	5	NA	43,41	45,09	NA	50,82	52,52	NA	57,66	59,34
	6	NA	43,42	45,00	NA	50,61	52,22	NA	57,55	59,21
	7	NA	42,90	44,45	NA	50,25	51,82	NA	57,33	58,88
	8	NA	43,59	45,13	NA	50,62	52,12	NA	57,59	59,15
	9	NA	43,70	45,18	NA	50,27	51,77	NA	57,77	59,31
	10	NA	43,73	45,15	NA	50,83	52,31	NA	57,60	59,12
	11	NA	43,53	44,94	NA	50,65	52,09	NA	57,28	58,73
	12	NA	43,53	44,86	NA	50,76	52,14	NA	58,05	59,49
	13	45,94	43,52	44,83	NA	50,60	51,99	NA	58,04	59,40
	14	45,88	43,74	45,07	NA	50,61	51,93	NA	58,04	59,43
	15	45,88	43,84	45,18	Inf	50,79	52,08	NA	57,62	59,02
	16	45,62	43,72	45,01	53,07	50,82	52,15	NA	57,88	59,22
	17	45,44	43,59	44,84	52,97	50,93	52,23	NA	57,55	58,85
	18	45,71	43,85	45,04	52,83	50,87	52,15	59,91	57,50	58,77
	19	45,31	43,45	44,67	52,91	51,08	52,30	59,79	57,70	58,97
	20	45,62	43,89	45,10	52,52	50,77	51,98	59,85	57,84	59,09
	21	45,62	43,85	45,09	52,03	50,24	51,44	59,28	57,36	58,62
	22	45,23	43,59	44,76	52,62	50,82	52,04	59,37	57,51	58,72
	23	45,31	43,74	44,87	52,60	50,84	52,05	59,35	57,62	58,80
	24	45,34	43,89	45,02	52,43	50,78	51,90	59,73	57,94	59,17
	25	0	0	0	52,21	50,51	51,69	59,53	57,76	58,93
	26	0	0	0	52,23	50,61	51,72	59,21	57,50	58,61
	27	0	0	0	51,92	50,30	51,49	59,75	58,03	59,17
	28	0	0	0	52,24	50,71	51,84	59,50	57,89	59,00
	29	0	0	0	52,23	50,86	51,97	59,38	57,73	58,83
	30	0	0	0	0	0	0	59,13	57,58	58,66
	31	0	0	0	0	0	0	59,20	57,62	58,74
	32	0	0	0	0	0	0	59,47	57,99	59,08
	33	0	0	0	0	0	0	58,89	57,45	58,51
	34	0	0	0	0	0	0	59,38	58,11	59,14
	35 ve üstü	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 3.42. n=80,90 ve 100 olması surumunda Üstel Poisson'luk testi için kritik değerler

n		80			90			100		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	1	NA	63,29	66,16	NA	69,97	72,77	NA	76,58	79,46
	2	NA	64,15	66,29	NA	70,34	72,54	NA	76,99	79,18
	3	NA	64,13	66,02	NA	71,04	73,00	NA	77,48	79,50
	4	NA	64,14	65,87	NA	70,83	72,58	NA	77,75	79,65
	5	NA	63,76	65,50	NA	71,21	72,98	NA	77,70	79,49
	6	NA	63,99	65,66	NA	70,63	72,38	NA	78,24	79,94
	7	NA	64,26	65,90	NA	71,15	72,73	NA	77,63	79,29
	8	NA	64,53	66,12	NA	70,84	72,42	NA	77,62	79,22
	9	NA	64,83	66,38	NA	71,08	72,66	NA	78,01	79,54
	10	NA	64,62	66,13	NA	71,23	72,71	NA	78,23	79,81
	11	NA	64,18	65,67	NA	70,87	72,39	NA	77,72	79,24
	12	NA	64,89	66,34	NA	71,10	72,59	NA	78,07	79,58
	13	NA	64,21	65,64	NA	71,39	72,88	NA	77,59	79,10
	14	NA	64,21	65,62	NA	70,83	72,24	NA	77,98	79,46
	15	NA	63,99	65,34	NA	71,04	72,48	NA	78,13	79,61
	16	NA	64,63	66,00	NA	71,39	72,79	NA	77,43	78,81
	17	NA	64,26	65,59	NA	71,31	72,70	NA	78,02	79,38
	18	NA	64,49	65,86	NA	71,42	72,76	NA	78,41	79,77
	19	NA	64,83	66,17	NA	71,23	72,52	NA	77,78	79,12
	20	Inf	64,62	65,90	NA	71,89	73,15	NA	78,28	79,62
	21	66,59	64,38	65,62	NA	71,56	72,83	NA	78,03	79,37
	22	66,87	64,81	66,04	NA	71,67	72,96	NA	77,94	79,21
	23	66,40	64,47	65,66	73,65	71,17	72,45	NA	77,91	79,17
	24	66,50	64,65	65,85	73,55	71,42	72,69	NA	78,11	79,36
	25	66,72	64,91	66,11	73,53	71,57	72,78	NA	78,09	79,35
	26	66,12	64,37	65,58	73,33	71,48	72,60	80,20	77,92	79,20
	27	66,24	64,49	65,72	72,90	71,13	72,27	80,31	78,22	79,44
	28	66,48	64,78	65,92	73,11	71,32	72,50	80,09	78,08	79,31
	29	66,34	64,62	65,72	73,20	71,51	72,69	79,88	78,00	79,18
	30	66,19	64,52	65,65	73,38	71,74	72,88	79,98	78,17	79,34
	31	66,43	64,76	65,89	73,24	71,51	72,66	79,61	77,80	78,98
	32	66,44	64,84	65,97	73,43	71,79	72,85	79,80	78,08	79,22
	33	66,52	64,90	65,97	72,69	70,97	72,15	79,47	77,82	78,96
	34	66,12	64,61	65,65	73,52	71,83	72,95	79,42	77,76	78,89
	35	65,96	64,48	65,49	72,68	71,12	72,18	79,64	77,99	79,07
	36	66,35	64,88	65,90	73,36	71,79	72,89	79,89	78,22	79,33
	37	65,85	64,50	65,50	72,64	71,12	72,18	79,81	78,16	79,22
	38	65,86	64,54	65,51	73,31	71,74	72,84	79,49	77,82	78,91
	39	66,26	65,00	66,03	72,54	70,95	72,11	79,46	77,83	78,91

Çizelge 3.42. n=80,90 ve 100 olması durumunda Üstel Poisson'luk testi için kritik değerler devamı

n		80			90			100		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	**40**	0	0	0	72,61	71,26	72,24	79,19	77,61	78,70
	41	0	0	0	72,49	71,09	72,13	79,65	78,13	79,14
	42	0	0	0	72,84	71,54	72,54	80,10	78,59	79,60
	43	0	0	0	72,86	71,61	72,56	79,35	78,00	78,93
	44	0	0	0	72,72	71,52	72,53	79,54	78,12	79,08
	45	0	0	0	0	0	0	79,51	78,07	79,11
	46	0	0	0	0	0	0	79,51	78,13	79,15
	47	0	0	0	0	0	0	79,36	78,07	79,05
	48	0	0	0	0	0	0	79,73	78,48	79,41
	49	0	0	0	0	0	0	79,20	78,07	79,07



Şekil 3.3. n=100 için bant genişliğine karşın Üstel Poisson dağılımına uygunluk testlerine ilişkin 0.05 anlam seviyeli kritik değerler

Şekil 3.3 incelendiğinde; n=100 için çizilen kritik değerler grafiklerine bakıldığında bant genişliği w arttıkça TVE testine ilişkin kritik değerlerin artarak hemen hemen sabit kaldığı, TV ve TC testlerine ilişkin kritik değerlerin azalarak sabitleştiği gözlenmiştir.

Çizelge 3.43. Gerçek dağılımın $Weibull(5,3)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0,2247	1	NA	0	1	12,3714	0	1	14,9552	0
20	0,2359	1	NA	0	1	20,5203	0	1	22,9217	0
30	0,2468	1	NA	0	1	27,9486	0	1	30,4570	0
40	0,2437	1	NA	0	1	35,6425	0	1	38,2524	0
50	0,2434	1	NA	0	1	42,4483	0	1	45,0697	0
60	0,2468	1	NA	0	1	49,8426	0	1	52,5897	0
70	0,2475	1	NA	0	1	56,7613	0	1	59,5248	0
80	0,2393	1	NA	0	1	63,3498	0	1	66,1113	0
90	0,2554	1	NA	0	1	69,7788	0	1	72,6119	0
100	0,2612	1	NA	0	1	77,1524	0	1	79,9751	0

Çizelge 3.44. Gerçek dağılımın $Weibull(5,3)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	4	15,56538	0	4	12,85443	0	4	14,71514	0
20	9	23,51018	0	9	21,37587	0	9	22,86749	0
30	14	31,27677	0	14	29,4521	0	14	30,76238	0
40	19	38,34325	0	19	36,74404	0	19	37,92968	0
50	24	45,52146	0	24	43,97478	0	24	45,14053	0
60	29	51,68827	0	29	50,31903	0	29	51,40081	0
70	34	59,20037	0	34	57,94503	0	34	58,95394	0
80	39	65,89746	0	39	64,64905	0	39	65,67931	0
90	44	72,28098	0	44	71,05376	0	44	72,08323	0
100	49	78,32541	0	49	77,84271	0	49	78,12843	0

Çizelge 3.43 ve Çizelge 3.44 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(5,3)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin olmadığı ve K-S testinin gücünün TV, TVE ve TC testlerinden daha fazla olduğu,

- TV, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda aynı olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin hiç önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.45. Gerçek dağılımın $Weibull(0.5, 0.1)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0,078	3	15,49455	0,276	2	12,5288	0,277	1	14,71783	0,293
20	0,274	6	23,21411	0,356	8	20,80079	0,357	1	22,53155	0,373
30	0,439	8	32,00031	0,412	11	29,48045	0,412	2	31,03134	0,433
40	0,613	11	38,99664	0,459	16	36,80283	0,455	1	38,37726	0,468
50	0,784	13	45,51022	0,479	20	43,19043	0,475	2	44,53868	0,493
60	0,834	16	53,19674	0,534	25	51,04382	0,531	1	52,57672	0,543
70	0,934	18	59,67528	0,572	19	57,36346	0,567	2	58,8231	0,578
80	0,958	21	66,72318	0,611	26	64,55086	0,605	2	65,92587	0,618
90	0,98	23	73,53768	0,646	22	70,98685	0,643	1	72,5068	0,663
100	0,988	26	81,18701	0,674	33	79,02812	0,67	1	80,48633	0,685

Çizelge 3.46. Gerçek dağılımın $Weibull(0.5, 0.1)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	4	12,72672	0,276	4	14,61016	0,274
20	5	Inf	0	1	20,13477	0,343	9	22,29015	0,351
30	7	NA	0	1	28,6749	0,395	14	30,83952	0,407
40	10	Inf	0	2	36,32958	0,433	19	37,98465	0,451
50	12	NA	0	1	42,13925	0,444	24	44,3147	0,47
60	15	Inf	0	1	49,91848	0,504	29	52,11055	0,526
70	17	NA	0	1	56,1049	0,53	34	58,33068	0,567
80	20	Inf	0	1	63,17662	0,583	39	65,51646	0,604
90	22	NA	0	1	70,15825	0,605	44	72,34622	0,638
100	25	Inf	0	1	77,49157	0,64	49	79,86233	0,667

Çizelge 3.45 ve Çizelge 3.46 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(0.5, 0.1)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin birbirlerine yakın ve hepsinin K-S testinin gücünden daha düşük güce sahip olduğu ve az da olsa TC testinin TV ve TVE testlerinden güçlü olduğu,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda güçlerinin azaldıkları, yani bu testler için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu, TC testinde n=100 için en iyi bant genişliğinin 1 ve en kötü bant genişliğinin 49 olduğu anlaşılmıştır.

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.47. Gerçek dağılımın $EE(2,2)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0,0039	1	NA	0	1	12,29776	0	1	14,90868	0
20	0,0228	1	NA	0	1	20,59671	0	1	23,02787	0
30	0,0546	1	NA	0	1	28,63207	0	1	31,20447	0
40	0,1004	1	NA	0	1	35,58244	0	1	38,12471	0
50	0,1589	1	NA	0	1	42,38275	0	1	45,04062	0
60	0,2236	1	NA	0	1	49,62126	0	1	52,29066	0
70	0,2927	1	NA	0	1	56,58742	0	1	59,39627	0
80	0,3567	1	NA	0	1	63,28531	0	1	66,1609	0
90	0,4202	1	NA	0	1	69,97018	0	1	72,76902	0
100	0,4502	1	NA	0	1	76,58109	0	1	79,45749	0

Çizelge 3.48. Gerçek dağılımın $EE(2,2)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	4	15,50084	0	4	12,82758	0	4	14,68962	0
20	9	23,28601	0	9	21,2032	0	9	22,65069	0
30	14	30,86624	0	14	29,10374	0	14	30,40554	0
40	19	38,2123	0	19	36,48767	0	19	37,74687	0
50	24	45,07518	0	24	43,62648	0	24	44,75171	0
60	29	52,00515	0	29	50,73121	0	29	51,71151	0
70	34	58,88211	0	34	57,50323	0	34	58,58257	0
80	39	65,59727	0	39	64,44172	0	39	65,39674	0
90	44	72,39684	0	44	71,20763	0	44	72,17222	0
100	49	79,13713	0	49	78,0003	0	49	78,97475	0

Çizelge 3.47 ve Çizelge 3.48 incelendiğinde, gerçekte $EE(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin olmadığı ve K-S testinin gücünün TV, TVE ve TC testlerinden daha fazla olduğu,
- TV, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda aynı olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin hiç önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.49. Gerçek dağılımın $EE(2,10)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0,005	4	15,85931	0,059	1	12,63766	0,047	4	15,04429	0,052
20	0,009	9	23,84273	0,154	1	20,94097	0,135	7	23,16568	0,14
30	0,039	14	30,30582	0,367	2	28,0194	0,343	14	29,83209	0,342
40	0,072	19	37,91339	0,491	1	35,29228	0,477	19	37,51877	0,47
50	0,099	24	45,97826	0,553	1	43,43293	0,532	24	45,63314	0,529
60	0,164	27	52,59522	0,697	2	50,40123	0,684	29	52,15987	0,688
70	0,215	32	59,07953	0,837	1	56,50633	0,83	34	58,7487	0,822
80	0,246	39	65,37579	0,88	1	62,99792	0,874	38	65,19305	0,872
90	0,322	38	71,77216	0,955	1	69,1949	0,954	31	71,46524	0,953
100	0,358	49	80,38369	0,957	1	77,77032	0,957	37	80,28356	0,961

Çizelge 3.50. Gerçek dağılımın $EE(2,10)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	4	13,19306	0,044	3	15,07979	0,05
20	5	Inf	0	9	21,76484	0,121	1	23,53409	0,127
30	7	NA	0	14	28,60449	0,322	3	30,13004	0,32
40	10	Inf	0	15	36,4264	0,438	4	37,83778	0,439
50	12	NA	0	24	44,533	0,499	2	46,0372	0,492
60	15	Inf	0	29	50,97073	0,673	1	52,64353	0,66
70	17	NA	0	24	57,69233	0,806	6	59,03836	0,806
80	20	Inf	0	39	64,12971	0,865	16	65,43763	0,865
90	22	NA	0	44	70,25262	0,952	1	71,74373	0,949
100	25	Inf	0	49	79,28409	0,953	1	80,76183	0,951

Çizelge 3.49 ve Çizelge 3.50 incelendiğinde, gerçekte $EE(2,10)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, az da olsa TC testinin diğer testlerden daha güçlü olduğu,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.51. Gerçek dağılımın $EG(0.4,2)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	7,00E-04	4	15,46135	0,1985	4	12,78557	0,2039	4	14,61033	0,2025
20	0,0016	8	23,30881	0,3232	8	21,19859	0,3235	8	22,66622	0,3241
30	0,0014	14	30,5803	0,4215	7	28,44699	0,436	7	29,91449	0,4383
40	0,0014	13	38,2414	0,5209	5	35,99484	0,5248	5	37,60701	0,526
50	0,0018	14	45,55583	0,6062	8	43,33382	0,6062	8	44,79853	0,6088
60	0,0023	20	52,20802	0,6788	6	50,0678	0,6875	6	51,70698	0,6877
70	0,0029	27	59,27492	0,7435	3	56,63532	0,7471	3	58,58283	0,7456
80	0,0023	21	66,42667	0,791	1	62,93901	0,7939	1	65,70922	0,7921
90	0,0028	36	72,58694	0,8369	4	70,57148	0,8368	36	72,09276	0,8381
100	0,0022	31	79,48931	0,8696	2	76,88514	0,8716	31	78,8478	0,8707

Çizelge 3.52. Gerçek dağılımın $EG(0.4, 2)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**	**w**	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**	**w**	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**
10	2	NA	0	4	12,87228	0,1956	4	14,67395	0,1963
20	5	Inf	0	7	21,35275	0,2996	9	22,85709	0,2978
30	7	NA	0	1	28,34625	0,4106	14	30,47318	0,4127
40	10	Inf	0	2	36,17855	0,495	19	37,95621	0,4949
50	12	NA	0	11	43,71104	0,5837	1	45,36108	0,5857
60	15	Inf	0	4	50,66868	0,6497	17	52,31119	0,6499
70	17	NA	0	8	57,59901	0,7246	1	59,35758	0,7253
80	20	Inf	0	1	63,6029	0,7685	38	65,85532	0,7688
90	22	NA	0	13	71,05375	0,8244	1	72,76349	0,8245
100	25	Inf	0	9	77,64487	0,8617	5	79,26449	0,8622

Çizelge 3.51 ve Çizelge 3.52 incelendiğinde, gerçekte $EG(0.4, 2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.53. Gerçek dağılımın $EG(0.6, 2)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2,00E-	3	15,7575	7,0E-04	2	12,7569	8,00E-	1	15,0217	8,00E-
20	5,00E-	6	23,4801	1,0E-04	1	20,3751	1,00E-	1	22,9539	1,00E-
30	5,00E-	1	NA	0,0E+00	1	28,4198	0	1	30,9254	0
40	4,00E-	11	38,8811	1,0E-04	1	35,6911	1,00E-	1	38,3468	1,00E-
50	4,00E-	1	NA	0,0E+00	1	42,7680	0	1	45,3984	0
60	7,00E-	1	NA	0,0E+00	1	49,4229	0	1	52,1695	0
70	4,00E-	1	NA	0,0E+00	1	56,4607	0	1	59,1048	0
80	3,00E-	1	NA	0,0E+00	1	63,1847	0	1	65,9821	0
90	3,00E-	1	NA	0,0E+00	1	70,0403	0	1	72,8857	0
100	2,00E-	3	15,7575	7,0E-04	2	12,7569	8,00E-	1	15,0217	8,00E-

Çizelge 3.54. Gerçek dağılımın $EG(0.6, 2)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	1	12,4222	7,00E-04	2	14,8309	6,00E-04
20	5	Inf	0	9	21,1775	1,00E-04	4	22,7036	0
30	14	31,1308	0	14	29,2976	0	14	30,6183	0
40	10	Inf	0	19	36,7042	1,00E-04	19	37,9136	1,00E-04
50	24	45,3262	0	24	43,8608	0	24	45,0157	0
60	29	51,9852	0	29	50,6301	0	29	51,6989	0
70	34	58,9452	0	34	57,5776	0	34	58,6460	0
80	39	65,7192	0	39	64,4123	0	39	65,4576	0
90	44	72,6042	0	44	71,4152	0	44	72,3866	0
100	2	NA	0	1	12,4222	7,00E-04	2	14,8309	6,00E-04

Çizelge 3.53 ve Çizelge 3.54 incelendiğinde, gerçekte $EG(0.6, 2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, ancak testlerin güçlerinin oldukça zayıf oldukları,

- TV testinin en kötü w'ya karşı bazı bant genişlikleri için gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin hiç önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

3.3.2 İlerleyen Tür Sansürlü Örneklem Durumu

$X^{\mathbf{R}}_{1:m:n}, X^{\mathbf{R}}_{2:m:n}, \ldots, X^{\mathbf{R}}_{m:m:n}$, *Üstel* Poisson$(\beta,\lambda)$ dağılımından alınan ilerleyen tür sansürlü örneklem olmak üzere bu örneklem altında olabilirlik ve log-olabilirlik fonksiyonları sırasıyla,

$$\begin{aligned} L(\beta,\lambda) &\propto \prod_{i=1}^{m} f(x_i)\left[1-F(x_i)\right]^{R_i} \\ &= \lambda^m \beta^m \left(1-e^{-\lambda}\right)\left(e^{-\lambda m}\right)\left(e^{-\beta\sum_{i=1}^{m} x_i}\right)\left(e^{e^{-\beta\lambda\sum_{i=1}^{m} x_i}}\right) \\ &\quad \left[1-\left(\left(e^{\lambda\exp(-\beta x_i)}-e^{\lambda}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)^{-1}\right)\right]^{R_i} \end{aligned} \tag{3.42}$$

$$\begin{aligned} \ln L(\beta,\lambda) &\propto m\ln(\lambda\beta)-\beta\sum_{i=1}^{m} x_i - m\lambda + \lambda\sum_{i=1}^{m} e^{-\beta x_i} - m\ln\left(1-e^{-\lambda}\right) \\ &\quad + \sum_{i=1}^{m} R_i \ln\left[1-\left(e^{\lambda\exp(-\beta x_i)}-e^{\lambda}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)^{-1}\right] \end{aligned} \tag{3.43}$$

şeklinde elde edilmektedir. Buradan β ve λ parametrelerinin en çok olabilirlik tahmin edicileri ise;

$$\begin{aligned} \frac{\partial lnL}{\partial\beta} &= m\ln\lambda - \sum_{i=1}^{m} x_i + \lambda\left(\sum_{i=1}^{m}\left(-x_i e^{-\beta x_i}\right)\right) + \sum_{i=1}^{m}\frac{R_i\lambda x_i e^{-\beta x_i} e^{\lambda e^{-\beta x_i}-e^{\lambda}}}{\left(1-e^{\lambda e^{-\beta x_i}-e^{\lambda}}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)} \\ \frac{\partial \ln L}{\partial\lambda} &= m\ln\beta - m - \frac{me^{-\lambda}}{1-e^{-\lambda}} - \sum_{i=1}^{m} e^{-\beta x_i} + \sum_{i=1}^{m}\left(\frac{-R_i\left(e^{-\beta x_i}-e^{\lambda}\right)e^{\lambda e^{-\beta x_i}-e^{\lambda}}}{\left(1-e^{\lambda e^{-\beta x_i}-e^{\lambda}}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)} + \frac{R_i\ln\left(1-e^{\lambda e^{-\beta x_i}-e^{\lambda}}\right)e^{\lambda}}{\left(1-e^{\lambda}\right)^2}\right) \end{aligned} \tag{3.44}$$

olabilirlik denklemlerinin $\hat{\beta}$ ve $\hat{\lambda}$'ya göre çözümünden elde edilmektedir. Bu denklemlerin analitik çözümleri mevcut olmadığından nümerik yöntemler kullanılarak β ve λ parametrelerinin en çok olabilirlik tahminleri elde edilebilmektedir. Burada Üstel Poisson dağılımına uygunluğun testi için hipotezler,

$$\begin{aligned} H_0 &: F_0 = \left(e^{\lambda \exp(-\beta x)} - e^{\lambda}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)^{-1} \\ H_1 &: F_0 \neq \left(e^{\lambda \exp(-\beta x)} - e^{\lambda}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)^{-1} \end{aligned} \tag{3.45}$$

olarak verilmektedir. İlerleyen tür sansürlü örneklemler için Üstel Poisson dağılımına uygun olup olmadığına ilişkin Kullback-Leibler bilgisi aşağıdaki gibi elde edilir.

$$\begin{aligned} I_{1\ldots m:m:n}\left(f : f^0\right) &= -n\bar{H}_{1\ldots m:m:n} - \left(\begin{array}{l} m\ln(\lambda\beta) - \beta\sum_{i=1}^{m} x_i - m\lambda + \lambda\sum_{i=1}^{m} e^{-\beta x_i} - m\ln\left(1-e^{-\lambda}\right) \\ +\sum_{i=1}^{m} R_i \ln\left[1-\left(e^{\lambda\exp(-\beta x_i)} - e^{\lambda}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)^{-1}\right] \end{array} \right) \\ &= -n\bar{H}_{1\ldots m:m:n} - m\ln(\lambda\beta) + \beta\sum_{i=1}^{m} x_i\, j\lambda - \lambda\sum_{i=1}^{m} e^{-\beta x_i} + m\ln\left(1-e^{-\lambda}\right) \\ &\quad -\sum_{i=1}^{m} R_i \ln\left[1-\left(e^{\lambda\exp(-\beta x_i)} - e^{\lambda}\right)\left(1-e^{\lambda}\right)^{-1}\right] \end{aligned} \tag{3.46}$$

Yukarıda yer alan Kullback-Leibler bilgisinde β ve λ parametrelerine göre türevler alınır ve tahmin edicilere ulaşılır. β ve λ parametrelerine ilişkin en çok olabilirlik tahmin edicilerini aşağıda yer alan test istatistiğinde yerine konulduğu zaman test istatistiği elde edilir. İlerleyen tür sansürlü örneklem altında Kullback-Leibler bilgisi test istatistiği,

$$\mathrm{TA}(w,n,m) = -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}\log\left\{\frac{G\left(X_{(i+w:m:n)};\hat{\theta}\right) - G\left(X_{(i-w:m:n)};\hat{\theta}\right)}{X_{i+w:m:n} - X_{i-w:m:n}}\right\} + \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m} R_i \log\left\{\frac{1-m/n}{1-G\left(X_{(i:m:n)};\hat{\theta}\right)}\right\} \tag{3.47}$$

olarak hesaplanır. Bu test için simülasyon yardımıyla, gerçek dağılımın Üstel Poisson olması durumunda elde edilen kritik değerler, bant genişliği w'nun seçimine göre en iyi ve en kötü güçler farklı dağılımlar ve parametre durumları altında incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar Çizelge 3.55-3.58'de verilmiştir.

Çizelge 3.55. Farklı alternatif dağılımlar için en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(5,3)			EE(2,2)			EG(0.4,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	3	0,0425	0,3757	3	0,0425	0,0002	1	0,5759	0,0000
2	1	0,4885	**0,0524**	1	0,4885	0,0004	3	0,1457	**0,0085**
3	3	0,0751	0,2639	3	0,0751	0,0011	3	0,0751	0,0516
4	5	-0,2751	1,0000	5	-0,2751	0,1105	5	-0,2751	0,0065
5	5	-0,0468	**0,9985**	5	-0,0468	0,9233	5	-0,0468	**0,9993**
6	5	-0,0249	0,8266	5	-0,0249	0,0004	1	0,5567	0,0000
7	2	0,0954	1,0000	7	-0,2537	0,0263	7	-0,2537	0,0006
8	2	0,1832	**1,0000**	7	-0,0247	0,3125	7	-0,0247	**0,9771**
9	1	0,2339	1,0000	7	-0,2056	0,0535	1	0,2339	0,0015
10	4	0,0013	0,7495	4	0,0013	0,0001	1	0,5216	0,0000
11	1	0,6834	0,0000	1	0,6834	0,0000	1	0,6834	0,0000
12	1	0,5789	0,0000	1	0,5789	0,0000	1	0,5789	0,0001
13	5	-0,0872	1,0000	9	-0,3457	0,9687	9	-0,3457	0,8070
14	1	1,0601	0,0000	1	1,0601	0,0000	1	1,0601	0,0000
15	9	-0,0784	1,0000	9	-0,0784	0,2116	9	-0,0784	0,0034
16	1	0,2208	1,0000	14	-0,3543	1,0000	14	-0,3543	1,0000
17	1	0,3251	**1,0000**	13	-0,0447	0,8764	12	-0,0327	**1,0000**
18	1	0,2657	1,0000	13	-0,1902	1,0000	12	-0,1704	1,0000
19	9	-0,2198	1,0000	9	-0,2198	0,1992	9	-0,2198	0,0507
20	1	0,8902	0,0000	1	0,8902	0,0000	1	0,8902	0,0000
21	1	0,6440	0,0001	1	0,6440	0,0000	1	0,6440	0,0000
22	1	0,2122	1,0000	18	-0,3867	1,0000	18	-0,3867	1,0000
23	1	0,2922	**1,0000**	17	-0,0626	1,0000	14	-0,0292	**1,0000**
24	3	0,2222	1,0000	19	-0,1826	0,9997	19	-0,1826	1,0000
25	1	0,2006	1,0000	24	-0,3093	1,0000	24	-0,3093	1,0000
26	1	0,3282	**1,0000**	21	-0,0244	0,7533	20	-0,0185	**1,0000**
27	1	0,2617	1,0000	21	-0,1527	1,0000	20	-0,1436	1,0000

Çizelge 3.56. Farklı alternatif dağılımlar için en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(5,3)			EE(2,2)			EG(0.4,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	1	0,5759	0,0106	2	0,2939	0,0000	3	0,0425	0,0000
2	3	0,1457	**0,0083**	3	0,1457	0,0000	1	0,4885	0,0035
3	1	0,4995	0,0580	1	0,4995	0,0002	1	0,4995	0,0014
4	1	0,2884	0,8986	1	0,2884	0,0010	1	0,2884	0,0001
5	1	0,2900	**0,9801**	1	0,2900	0,0838	1	0,2900	0,3030
6	1	0,5567	0,3051	2	0,3497	0,0001	5	-0,0249	0,0000
7	1	0,2766	0,9986	1	0,2766	0,0040	4	-0,0561	0,0002
8	7	-0,0247	**0,7338**	1	0,3422	0,1229	1	0,3422	0,2232
9	7	-0,2056	1,0000	1	0,2339	0,0175	2	0,0650	0,0002
10	1	0,5216	0,0001	3	0,1631	0,0000	4	0,0013	0,0000
11	4	0,2619	0,0000	4	0,2619	0,0000	4	0,2619	0,0000
12	4	0,1473	0,0000	4	0,1473	0,0000	4	0,1473	0,0001
13	1	0,2626	0,9609	1	0,2626	0,0001	6	-0,1560	0,0000
14	9	0,3250	0,0000	9	0,3250	0,0000	9	0,3250	0,0000
15	1	0,5614	0,2140	6	0,1176	0,0000	8	-0,0149	0,0000
16	14	-0,3543	1,0000	1	0,2208	0,0004	9	-0,1991	0,0000
17	14	-0,0531	**0,0187**	1	0,3251	0,1346	1	0,3251	0,5524
18	14	-0,2064	1,0000	1	0,2657	0,0565	1	0,2657	0,1597
19	1	0,4566	0,0392	6	0,0072	0,0000	8	-0,1461	0,0000
20	9	0,2474	0,0000	9	0,2474	0,0000	9	0,2474	0,0000
21	9	0,0460	0,0000	9	0,0460	0,0000	9	0,0460	0,0000
22	19	-0,4086	1,0000	1	0,2122	0,0000	14	-0,2880	0,0000
23	19	-0,0768	**0,5914**	1	0,2922	0,1355	1	0,2922	0,8389
24	1	0,4230	0,9996	2	0,2812	0,0000	16	-0,1149	0,0000
25	24	-0,3093	1,0000	1	0,2006	0,0003	17	-0,2225	0,0000
26	24	-0,0354	**0,0000**	1	0,3282	0,1740	1	0,3282	0,6206
27	24	-0,1743	1,0000	1	0,2617	0,0578	1	0,2617	0,1552

Çizelge 3.55 ve Çizelge 3.56 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(5,3)$, $EE(2,2)$ veya $EG(0.4,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testinde,

- $Weibull(5,3)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığı $R_m = 12,\ R_i = 0,$ i=1,2,…,m-1 şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,

- $Weibull(5,3)$ dağılımı için elde edilen sonuçlara benzer sonuçların $EE(2,2)$ dağılımı içinde elde edildiği,
- $Weibull(5,3)$ dağılımı için güçlerin genelde yüksek olduğu,
- $EE(2,2)$ dağılımı için en kötü bant genişliği alındığı durumlarda güçlerin genelde düşük olduğu, yani bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,
- $EG(0.4,2)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığı $R_m = 12,\ R_i = 0, \text{i=1,2,…,m-1}$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,
- $EG(0.4,2)$ dağılımı için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.57. Farklı alternatif dağılımlar için en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(0.5,0.1)			EE(2,3)			EG(0.6,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	1	0,5763	0,0000	3	0,0396	0,0004	1	0,5763	0,0028
2	1	0,4884	0,0270	1	0,4884	0,0004	3	0,1455	0,0068
3	3	0,0768	0,0330	3	0,0768	0,0004	3	0,0768	0,0368
4	1	0,2982	0,0076	5	-0,2729	0,3584	5	-0,2729	0,0066
5	5	-0,0454	**0,9910**	5	-0,0454	0,9066	5	-0,0454	**0,9988**
6	1	0,5670	0,0040	5	-0,0212	0,0004	1	0,5670	0,0018
7	1	0,2798	0,0528	7	-0,2539	0,2350	7	-0,2539	0,0016
8	7	-0,0248	**0,9374**	6	0,0043	0,2634	7	-0,0248	**0,9636**
9	1	0,2292	0,1276	7	-0,2058	0,4078	1	0,2292	0,0026
10	1	0,5145	0,0000	4	-0,0005	0,0002	1	0,5145	0,0000
11	1	0,6842	0,0000	1	0,6842	0,0000	1	0,6842	0,0000
12	1	0,5765	0,0004	1	0,5765	0,0000	1	0,5765	0,0000
13	9	-0,3448	0,0120	9	-0,3448	0,9730	9	-0,3448	0,9986
14	1	1,0619	0,0000	1	1,0619	0,0000	1	1,0619	0,0000
15	9	-0,0771	0,1708	9	-0,0771	0,1738	9	-0,0771	0,0034
16	14	-0,3531	0,9426	14	-0,3531	1,0000	14	-0,3531	1,0000
17	13	-0,0450	**1,0000**	13	-0,0450	0,8560	13	-0,0450	**1,0000**
18	12	-0,1705	1,0000	12	-0,1705	1,0000	12	-0,1705	1,0000
19	1	0,4578	0,0000	9	-0,2211	0,5802	9	-0,2211	0,1028
20	1	0,8879	0,0000	1	0,8879	0,0000	1	0,8879	0,0000
21	9	0,0465	0,0014	1	0,6463	0,0000	1	0,6463	0,0000
22	18	-0,3873	1,0000	18	-0,3873	1,0000	18	-0,3873	1,0000
23	16	-0,0529	**1,0000**	16	-0,0529	1,0000	13	-0,0158	**1,0000**
24	19	-0,1833	1,0000	18	-0,1610	1,0000	19	-0,1833	1,0000
25	24	-0,3094	1,0000	24	-0,3094	1,0000	23	-0,2997	1,0000
26	22	-0,0279	**1,0000**	18	-0,0037	0,6852	21	-0,0234	**1,0000**
27	20	-0,1435	1,0000	22	-0,1607	1,0000	19	-0,1327	1,0000

Çizelge 3.58. Farklı alternatif dağılımlar için en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(0.5,0.1)			EE(2,3)			EG(0.6,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	3	0,0396	0,0000	2	0,2926	0,0000	3	0,0396	0,0004
2	3	0,1455	0,0126	3	0,1455	0,0000	1	0,4884	0,0046
3	2	0,2739	0,0100	2	0,2739	0,0000	1	0,5008	0,0020
4	5	-0,2729	0,0000	1	0,2982	0,0022	2	0,0960	0,0000
5	2	0,1546	**0,2412**	1	0,3080	0,0670	1	0,3080	**0,2280**
6	5	-0,0212	0,0000	2	0,3526	0,0000	5	-0,0212	0,0000
7	7	-0,2539	0,0000	1	0,2798	0,0172	6	-0,1955	0,0002
8	3	0,1348	**0,2166**	1	0,3435	0,1272	1	0,3435	**0,1902**
9	7	-0,2058	0,0000	1	0,2292	0,0560	7	-0,2058	0,0004
10	4	-0,0005	0,0000	3	0,1625	0,0000	4	-0,0005	0,0000
11	4	0,2586	0,0000	4	0,2586	0,0000	4	0,2586	0,0000
12	4	0,1484	0,0000	4	0,1484	0,0000	4	0,1484	0,0000
13	8	-0,2865	0,0000	2	0,1298	0,0002	6	-0,1566	0,0000
14	9	0,3219	0,0000	9	0,3219	0,0000	9	0,3219	0,0000
15	7	0,0532	0,0002	8	-0,0129	0,0000	8	-0,0129	0,0000
16	13	-0,3278	0,0000	1	0,2262	0,0044	8	-0,1610	0,0000
17	6	0,0775	**0,3004**	1	0,3205	0,1614	1	0,3205	**0,5064**
18	5	0,0125	0,1804	1	0,2623	0,0814	1	0,2623	0,1272
19	9	-0,2211	0,0000	5	0,0853	0,0000	8	-0,1475	0,0000
20	9	0,2461	0,0000	9	0,2461	0,0000	9	0,2461	0,0000
21	8	0,1121	0,0000	9	0,0465	0,0000	9	0,0465	0,0000
22	16	-0,3395	0,0000	1	0,2123	0,0002	12	-0,2331	0,0000
23	7	0,0666	**0,3964**	1	0,2938	0,1500	1	0,2938	**0,7966**
24	16	-0,1150	0,0000	2	0,2824	0,0000	16	-0,1150	0,0000
25	22	-0,2891	0,0000	1	0,1970	0,0234	16	-0,2066	0,0000
26	10	0,0665	**0,2896**	24	-0,0349	0,2644	1	0,3257	**0,5634**
27	9	-0,0152	0,1222	1	0,2583	0,1646	1	0,2583	0,1168

Çizelge 3.57 ve Çizelge 3.58 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(0.5, 0.1)$, $EE(2,3)$ veya $EG(0.6, 2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testinde,

- $Weibull(0.5, 0.1)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde

yapıldığı $R_m = 12,\ R_i = 0, \text{i=1,2,…,m-1}$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,

- $Weibull(0.5, 0.1)$ dağılımı için güçlerin genelde yüksek olduğu,
- $Weibull(0.5, 0.1)$ dağılımı için en iyi bant genişliği durumunda m=20,30,40 ve 50 alındığında sansürleme şeklinin güçlerde değişiklik oluşturmadığı,
- $EE(2, 3)$ dağılımı için, en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,
- $EG(0.6, 2)$ dağılımı için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,
- $Weibull(0.5, 0.1)$ dağılımı için elde edilen sonuçların $EG(0.6, 2)$ dağılımı için aynı olduğu,

gibi yorumlar yapılabilir.

3.4 Üstel Geometrik Dağılımı Uyum Testi

Azalan başarısızlık oranına sahip Üstel Geometrik dağılımı (Adamidis ve Loukas 1998) tarafından tanıtılmıştır. Bu dağılıma ilişkin $\lambda \in (0,1)$ olmak üzere olasılık yoğunluk fonksiyonu ve dağılım fonksiyonu aşağıdaki gibidir.

$$f(x;\beta,\lambda) = \beta(1-\lambda)e^{-\beta x}\left(1-\lambda e^{-\beta x}\right)^{-2} \tag{3.48}$$

$$F(x;\beta,\lambda) = \left(1-e^{-\beta x}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x}\right)^{-1} \tag{3.49}$$

β ve λ parametreli Üstel Geometrik dağılımına sahip bir rasgele değişken için $X \sim Üstel\ Geometrik(\beta,\lambda)$ gösterimi kullanılacaktır. Bu şekilde ifade edilen bir X rasgele değişkeninin beklenen değer ve varyansı ise sırasıyla,

$$E(X) = \frac{(\lambda-1)\ln(1-\lambda)}{\beta\lambda} \tag{3.50}$$

$$Var(X)=\frac{(1-\lambda)}{\lambda\beta^2}\left\{2L(\lambda;2)-\left(\frac{1-\lambda}{\lambda}\right)\ln^2(1-\lambda)\right\} \tag{3.51}$$

olarak verilir.

3.4.1 Tam Örneklem Durumu

$X_1, X_2, \ldots, X_n \sim iid$ *Üstel* Geometrik(β,λ) olmak üzere bu örnekleme dayalı log-olabilirlik fonksiyonu,

$$\begin{aligned}\ln L(\beta,\lambda) &= \sum_{i=1}^{n}\ln f(x_i)\\ &\propto n\ln\left\{\beta(1-\lambda)\right\}-\beta\sum_{i=1}^{n}x_i-2\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)\end{aligned} \tag{3.52}$$

şeklinde elde edilmektedir. Burada test edilecek hipotez,

H_0 : *Kitlenin olasılık dağılımı Üstel* Geometrik'*dir*
H_1 : *Değildir*

veya

$$\begin{aligned}H_0 &: F_0=\left(1-e^{-\beta x}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x}\right)^{-1}\\ H_1 &: F_0\neq\left(1-e^{-\beta x}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x}\right)^{-1}\end{aligned} \tag{3.53}$$

olarak ifade edilebilir. Eşitlik (3.52)'de verilen log-olabilirlik fonksiyonu kullanılarak, bahsedilen hipotezin testi için kullanılacak TV, TVE ve TC test istatistikleri sırasıyla,

$$\begin{aligned}TV_{mn} &= -HV_{mn}-\frac{1}{n}\left(n\ln\left\{\beta(1-\lambda)\right\}-\beta\sum_{i=1}^{n}x_i-2\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)\right)\\ &= -HV_{mn}-\ln\left\{\beta(1-\lambda)\right\}+\frac{\beta}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i+\frac{2}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)\end{aligned} \tag{3.54}$$

$$TVE_{mn} = -HVE_{mn} - \frac{1}{n}\left(n\ln\{\beta(1-\lambda)\} - \beta\sum_{i=1}^{n} x_i - 2\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)e^{-\beta x_i} \right)$$
$$= -HVE_{mn} - \ln\{\beta(1-\lambda)\} + \frac{\beta}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i + \frac{2}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)e^{-\beta x_i} \quad (3.55)$$

$$TC_{mn} = -HC_{mn} - \frac{1}{n}\left(n\ln\{\beta(1-\lambda)\} - \beta\sum_{i=1}^{n} x_i - 2\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)e^{-\beta x_i} \right)$$
$$= -HC_{mn} - \ln\{\beta(1-\lambda)\} + \frac{\beta}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i + \frac{2}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)e^{-\beta x_i} \quad (3.56)$$

şeklinde elde edilmektedir. Bu testler için simülasyon yardımıyla elde edilen kritik değerler, Çizelge 3.59, Çizelge 3.60, ve Çizelge 3.61'de verilmiştir. Ayrıca gerçek dağılımın Üstel Geometrik olması durumunda bant genişliği w'nun seçimine göre en iyi ve en kötü güçler aşağıda farklı dağılımlar ve parametre durumları altında incelenmiştir.

Çizelge 3.59. n=10,20,30, ve 40 olması surumunda Üstel Geometriklik testi için kritik değerler

n		**10**			**20**			**30**			**40**		
Testler		**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**	**TV**	**TVE**	**TC**
Bant genişliği (w)	**1**	NA	9,28	11,70	NA	13,80	16,23	NA	17,47	19,96	NA	21,24	23,89
	2	NA	9,65	11,59	NA	14,21	16,08	NA	17,95	19,82	NA	21,80	23,74
	3	12,36	9,81	11,54	NA	14,38	16,05	NA	18,11	19,79	NA	21,96	23,70
	4	12,15	9,88	11,49	NA	14,49	16,02	NA	18,20	19,76	NA	22,07	23,71
	5	0,00	0,00	0,00	Inf	14,56	15,97	NA	18,27	19,74	NA	22,16	23,71
	6	0,00	0,00	0,00	16,69	14,59	15,97	NA	18,33	19,73	NA	22,22	23,70
	7	0,00	0,00	0,00	16,58	14,62	15,95	NA	18,36	19,71	NA	22,25	23,70
	8	0,00	0,00	0,00	16,43	14,63	15,92	20,64	18,40	19,69	NA	22,29	23,68
	9	0,00	0,00	0,00	16,34	14,65	15,90	20,35	18,42	19,68	NA	22,32	23,67
	10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	20,18	18,44	19,67	Inf	22,33	23,64
	11	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	20,20	18,46	19,63	24,39	22,35	23,64
	12	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	20,12	18,48	19,62	24,21	22,37	23,62
	13	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	20,08	18,48	19,61	24,06	22,38	23,60
	14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	19,95	18,49	19,60	24,05	22,39	23,59
	15	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	24,04	22,40	23,58
	16	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	23,94	22,41	23,57
	17	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	23,92	22,42	23,55
	18	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	23,85	22,43	23,51
	19	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	23,73	22,43	23,50
	20 ve üstü	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Çizelge 3.60. n=50,60 ve 70 olması surumunda Üstel Geometriklik testi için kritik değerler

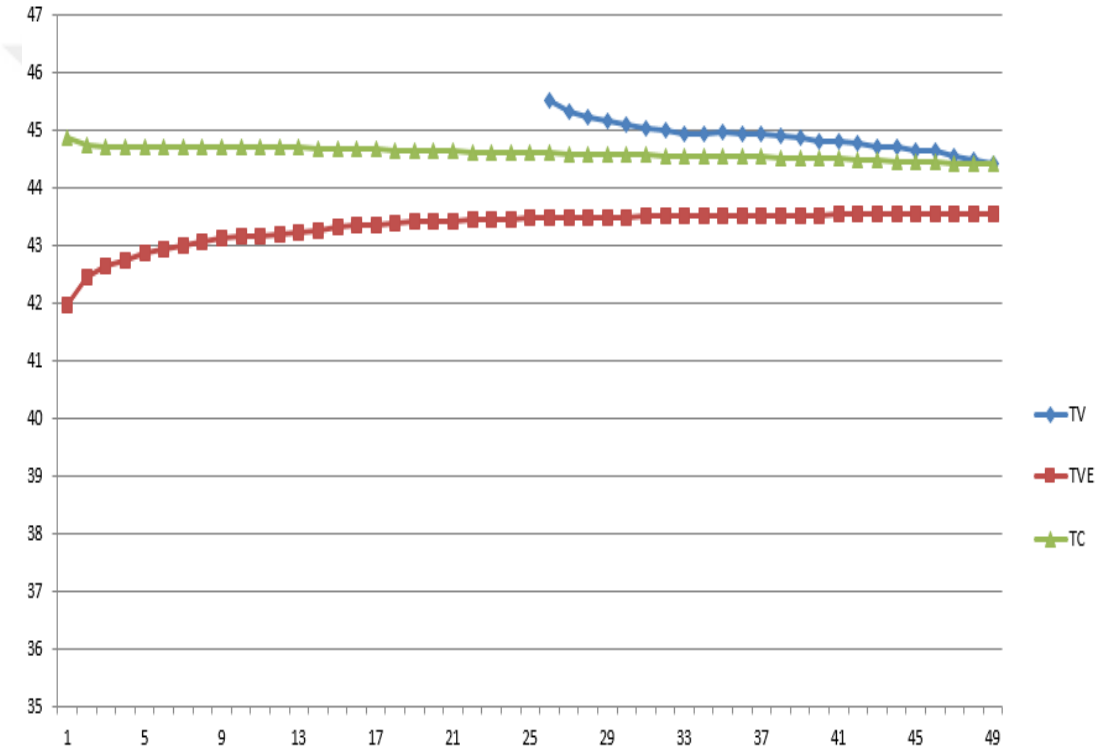
n		50			60			70		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	1	NA	24,96	27,69	NA	28,36	31,08	NA	31,91	34,81
	2	NA	25,40	27,56	NA	28,83	30,96	NA	32,41	34,63
	3	NA	25,65	27,52	NA	29,06	30,92	NA	32,61	34,62
	4	NA	25,77	27,51	NA	29,18	30,91	NA	32,79	34,61
	5	NA	25,86	27,49	NA	29,27	30,91	NA	32,88	34,59
	6	NA	25,92	27,47	NA	29,33	30,91	NA	32,96	34,59
	7	NA	25,99	27,47	NA	29,39	30,91	NA	33,02	34,59
	8	NA	26,04	27,46	NA	29,43	30,91	NA	33,08	34,58
	9	NA	26,08	27,45	NA	29,47	30,89	NA	33,13	34,59
	10	NA	26,11	27,44	NA	29,50	30,88	NA	33,16	34,58
	11	NA	26,14	27,43	NA	29,53	30,88	NA	33,18	34,58
	12	NA	26,15	27,42	NA	29,54	30,87	NA	33,20	34,56
	13	28,42	26,17	27,41	NA	29,55	30,87	NA	33,23	34,55
	14	28,08	26,18	27,39	NA	29,57	30,86	NA	33,24	34,55
	15	27,95	26,19	27,37	Inf	29,59	30,85	NA	33,27	34,54
	16	27,84	26,20	27,35	31,63	29,61	30,83	NA	33,28	34,53
	17	27,80	26,21	27,33	31,46	29,62	30,82	NA	33,29	34,52
	18	27,79	26,22	27,32	31,34	29,62	30,80	35,57	33,31	34,52
	19	27,75	26,23	27,31	31,24	29,63	30,80	35,26	33,33	34,52
	20	27,65	26,24	27,30	31,16	29,64	30,78	35,13	33,34	34,51
	21	27,65	26,24	27,28	31,21	29,65	30,77	35,03	33,35	34,51
	22	27,59	26,25	27,26	31,20	29,66	30,76	34,95	33,35	34,50
	23	27,50	26,25	27,25	31,14	29,67	30,74	34,87	33,36	34,49
	24	27,36	26,25	27,22	31,07	29,67	30,73	34,88	33,36	34,46
	25	0,00	0,00	0,00	31,07	29,68	30,71	34,88	33,37	34,45
	26	0,00	0,00	0,00	31,02	29,68	30,69	34,86	33,37	34,44
	27	0,00	0,00	0,00	30,96	29,68	30,68	34,82	33,38	34,44
	28	0,00	0,00	0,00	30,87	29,68	30,67	34,73	33,38	34,43
	29	0,00	0,00	0,00	30,77	29,68	30,66	34,73	33,39	34,41
	30	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	34,64	33,39	34,39
	31	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	34,59	33,40	34,37
	32	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	34,53	33,40	34,35
	33	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	34,44	33,40	34,33
	34	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	34,34	33,40	34,32
	35 ve üstü	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Çizelge 3.61. n=80,90 ve 100 olması surumunda Üstel Geometriklik testi için kritik değerler

n		80			90			100		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	1	NA	34,77	37,64	NA	38,38	41,24	NA	41,97	44,87
	2	NA	35,19	37,50	NA	38,83	41,10	NA	42,44	44,73
	3	NA	35,46	37,47	NA	39,03	41,07	NA	42,65	44,71
	4	NA	35,52	37,45	NA	39,16	41,06	NA	42,75	44,71
	5	NA	35,64	37,46	NA	39,25	41,07	NA	42,85	44,72
	6	NA	35,73	37,45	NA	39,33	41,06	NA	42,92	44,71
	7	NA	35,79	37,44	NA	39,39	41,06	NA	42,99	44,71
	8	NA	35,84	37,43	NA	39,46	41,05	NA	43,06	44,70
	9	NA	35,88	37,43	NA	39,51	41,04	NA	43,11	44,70
	10	NA	35,91	37,42	NA	39,54	41,04	NA	43,15	44,70
	11	NA	35,94	37,41	NA	39,57	41,04	NA	43,16	44,69
	12	NA	35,98	37,40	NA	39,59	41,03	NA	43,19	44,69
	13	NA	36,02	37,40	NA	39,62	41,03	NA	43,22	44,69
	14	NA	36,05	37,39	NA	39,64	41,02	NA	43,26	44,69
	15	NA	36,09	37,39	NA	39,66	41,01	NA	43,30	44,68
	16	NA	36,10	37,39	NA	39,68	41,00	NA	43,33	44,67
	17	NA	36,11	37,38	NA	39,70	40,99	NA	43,36	44,66
	18	NA	36,13	37,36	NA	39,71	40,98	NA	43,38	44,65
	19	NA	36,15	37,35	NA	39,73	40,98	NA	43,40	44,64
	20	Inf	36,16	37,34	NA	39,74	40,97	NA	43,41	44,63
	21	38,20	36,17	37,33	NA	39,75	40,96	NA	43,43	44,63
	22	38,03	36,18	37,33	NA	39,76	40,96	NA	43,44	44,62
	23	37,93	36,18	37,32	42,05	39,77	40,95	NA	43,45	44,61
	24	37,85	36,19	37,31	41,75	39,78	40,95	NA	43,46	44,61
	25	37,79	36,20	37,30	41,61	39,79	40,94	NA	43,47	44,61
	26	37,71	36,20	37,29	41,53	39,79	40,93	45,50	43,47	44,60
	27	37,68	36,21	37,28	41,47	39,80	40,92	45,33	43,48	44,59
	28	37,71	36,21	37,27	41,40	39,81	40,90	45,23	43,48	44,58
	29	37,69	36,22	37,26	41,34	39,81	40,89	45,16	43,49	44,58
	30	37,66	36,22	37,25	41,26	39,82	40,88	45,10	43,49	44,57
	31	37,60	36,23	37,23	41,30	39,83	40,87	45,04	43,50	44,56
	32	37,51	36,23	37,22	41,29	39,83	40,86	44,98	43,50	44,55
	33	37,51	36,24	37,21	41,28	39,84	40,85	44,93	43,50	44,55
	34	37,46	36,24	37,19	41,26	39,84	40,84	44,94	43,51	44,54
	35	37,43	36,24	37,18	41,23	39,84	40,83	44,95	43,51	44,54
	36	37,37	36,25	37,16	41,16	39,84	40,82	44,94	43,52	44,53
	37	37,30	36,25	37,15	41,16	39,84	40,82	44,93	43,52	44,53
	38	37,25	36,25	37,13	41,13	39,85	40,81	44,89	43,52	44,53
	39	37,15	36,25	37,11	41,11	39,85	40,81	44,86	43,52	44,52
	40	0,00	0,00	0,00	41,07	39,85	40,79	44,80	43,53	44,51

Çizelge 3.61. n=80,90 ve 100 olması surumunda Üstel Geometriklik testi için kritik değerler devamı

n		80			90			100		
Testler		TV	TVE	TC	TV	TVE	TC	TV	TVE	TC
Bant genişliği (w)	41	0,00	0,00	0,00	41,01	39,86	40,78	44,80	43,53	44,50
	42	0,00	0,00	0,00	40,94	39,86	40,77	44,78	43,53	44,48
	43	0,00	0,00	0,00	40,85	39,86	40,76	44,72	43,53	44,47
	44	0,00	0,00	0,00	40,78	39,86	40,75	44,69	43,53	44,46
	45	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	44,65	43,53	44,45
	46	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	44,62	43,53	44,43
	47	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	44,55	43,53	44,42
	48	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	44,46	43,53	44,42
	49	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	44,40	43,54	44,41



Şekil 3.4. n=100 için bant genişliğine karşın Üstel Geometrik dağılımına uygunluk testlerine ilişkin 0.05 anlam seviyeli kritik değerler

Şekil 3.4 incelendiğinde; n=100 için çizilen kritik değerler grafiklerine bakıldığında bant genişliği w arttıkça TVE testine ilişkin kritik değerlerin hemen hemen artarak sabit kaldığı, TV ve TC testlerine ilişkin kritik değerlerin azalarak sabitleştiği gözlenmiştir.

Çizelge 3.62. Gerçek dağılımın $Weibull(3, 0.4)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0	4	12,1747	0,1178	1	9,2926	0,1029	4	11,4706	0,1061
20	0	9	16,1855	0,3204	1	13,6726	0,2948	9	15,7562	0,2905
30	0	14	20,1377	0,5758	1	17,6733	0,5576	14	19,8111	0,5413
40	0	19	23,9959	0,7567	1	21,5766	0,7443	19	23,7195	0,7263
50	0	24	27,5058	0,8804	1	25,0976	0,8754	24	27,3570	0,8621
60	0	29	30,8819	0,9535	1	28,4549	0,9522	29	30,7957	0,9427
70	0	34	34,0164	0,9845	1	31,5808	0,9846	34	33,9161	0,9807
80	0	39	37,9108	0,9940	1	35,4009	0,9941	36	37,8911	0,9926
90	0	44	40,3921	0,9990	1	37,8922	0,9990	38	40,4470	0,9985
100	0	49	44,2795	0,9996	1	41,8013	0,9996	46	44,2875	0,9993

Çizelge 3.63. Gerçek dağılımın $Weibull(3, 0.4)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	4	9,8708	0,0989	1	11,7283	0,0933
20	5	Inf	0	8	14,4615	0,2762	1	16,0875	0,2602
30	7	NA	0	14	18,7073	0,5166	1	20,2462	0,4929
40	10	Inf	0	19	22,6626	0,7074	2	24,0204	0,6902
50	12	NA	0	24	26,2972	0,8539	1	27,7457	0,8430
60	15	Inf	0	29	29,8748	0,9369	1	31,2703	0,9320
70	17	NA	0	34	32,9914	0,9773	3	34,2100	0,9746
80	20	Inf	0	39	36,9322	0,9916	1	38,3115	0,9906
90	22	NA	0	44	39,5024	0,9983	1	40,9253	0,9979
100	25	Inf	0	49	43,3430	0,9992	16	44,4918	0,9991

Çizelge 3.62 ve Çizelge 3.63 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(3, 0.4)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, az da olsa TV testinin diğer testlerden daha güçlü olduğu,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,

- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda hemen hemen aynı olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin önemli olmadığı, TC testinde n=100 için en iyi bant genişliğinin 46 ve en kötü bant genişliğinin 1 olduğu anlaşılmıştır.

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.64. Gerçek dağılımın $Weibull(0.5, 0.1)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2,00E-	3	12,3048	0,5219	4	9,8053	0,5234	1	11,6315	0,5464
20	0,0048	6	16,3906	0,7562	9	14,3833	0,7533	1	16,0368	0,7661
30	0,0172	8	20,6612	0,8702	13	18,5337	0,8662	1	20,0339	0,878
40	0,0346	11	24,3386	0,9368	17	22,4202	0,9355	1	23,8519	0,9408
50	0,0654	13	28,7788	0,9633	22	26,6445	0,9618	1	28,0452	0,9656
60	0,1001	16	31,9488	0,9843	20	29,9484	0,9837	1	31,4254	0,9852
70	0,1406	18	35,4041	0,9926	30	33,2266	0,9925	1	34,6773	0,993
80	0,1971	21	38,3125	0,9964	17	36,2440	0,9964	1	37,7857	0,9967
90	0,2613	23	41,8881	0,9989	28	39,6868	0,9989	1	41,1072	0,999
100	0,2927	26	44,6306	0,999	16	42,4641	0,9988	1	44,0436	0,9991

Çizelge 3.65. Gerçek dağılımın $Weibull(0.5, 0.1)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	1	9,2598	0,5074	4	11,4219	0,521
20	5	Inf	0	1	13,5506	0,7314	9	15,6662	0,7518
30	7	NA	0	1	17,4866	0,8479	14	19,6422	0,8659
40	10	Inf	0	1	21,2931	0,922	19	23,4822	0,9352
50	12	NA	0	1	25,4199	0,9535	24	27,6577	0,9616
60	15	Inf	0	1	28,6018	0,9781	29	30,9579	0,9837
70	17	NA	0	1	31,9311	0,9894	34	34,1691	0,9923
80	20	Inf	0	1	34,8564	0,9948	39	37,2248	0,9964
90	22	NA	0	1	38,1807	0,998	44	40,5915	0,9989
100	25	Inf	0	2	41,5814	0,9985	49	43,5027	0,9988

Çizelge 3.64 ve Çizelge 3.65 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(0.5, 0.1)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, az da olsa TC testinin diğer testlerden daha güçlü olduğu,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.66. Gerçek dağılımın $EE(2,4)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0	4	12,1538	0,2857	1	9,2830	0,2729	4	11,4898	0,2734
20	0	9	16,3389	0,6075	1	13,7973	0,5979	9	15,9023	0,5926
30	0	14	19,9532	0,846	1	17,4670	0,8462	14	19,6025	0,8405
40	0	19	23,7323	0,9423	1	21,2414	0,9432	19	23,4952	0,9373
50	1,00E-	24	27,3634	0,9793	1	24,9561	0,9799	24	27,2232	0,9772
60	1,00E-	28	30,8690	0,9946	1	28,3619	0,9946	26	30,6888	0,994
70	2,00E-	33	34,4414	0,9991	1	31,9137	0,9991	34	34,3155	0,9989
80	1,00E-	38	37,2470	0,9998	1	34,7651	0,9998	1	37,6407	0,9997
90	2,00E-	39	41,1107	0,9997	1	38,3763	0,9997	1	41,2435	0,9996
100	2,00E-	26	45,4977	1	1	41,9659	1	1	44,8719	1

Çizelge 3.67. Gerçek dağılımın $EE(2,4)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	4	9,8800	0,2636	1	11,698	0,2605
20	5	Inf	0	9	14,6500	0,5782	1	16,231	0,5696
30	7	NA	0	14	18,4895	0,8342	2	19,824	0,829
40	10	Inf	0	19	22,4310	0,9347	2	23,742	0,9321
50	12	NA	0	24	26,2519	0,9756	3	27,518	0,9746
60	15	Inf	0	29	29,6821	0,9937	6	30,914	0,9931
70	17	NA	0	34	33,4028	0,9987	11	34,575	0,9985
80	20	Inf	0	39	36,2508	0,9997	39	37,114	0,9997
90	22	NA	0	44	39,8612	0,9996	44	40,747	0,9996
100	25	Inf	0	49	43,5352	1	49	44,408	1

Çizelge 3.66 ve Çizelge 3.67 incelendiğinde, gerçekte $EE(2,4)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin hiç önemli olmadığı, gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.68. Gerçek dağılımın $EE(0.5,3)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	1,00E-	3	12,2740	0,2796	4	9,7803	0,2835	1	11,6140	0,2935
20	7,00E-	6	16,4715	0,4537	8	14,4409	0,4549	1	16,0583	0,4641
30	0,0026	8	20,4342	0,6224	5	18,0370	0,6252	1	19,7751	0,6303
40	0,0078	11	24,4946	0,7098	1	21,3954	0,7122	1	24,0523	0,7149
50	0,012	13	28,6044	0,7783	1	25,2578	0,7787	1	27,8671	0,7844
60	0,02	16	31,8600	0,852	3	29,2228	0,8527	2	31,1968	0,8545
70	0,0279	20	35,2260	0,8935	1	32,0595	0,8953	4	34,7438	0,8958
80	0,0448	39	37,2954	0,9324	1	34,8454	0,9335	4	37,4999	0,9342
90	0,0574	43	40,8845	0,9548	1	38,2506	0,9557	1	41,3634	0,9557
100	0,0693	46	44,0470	0,9673	2	41,8927	0,9674	1	44,4061	0,9679

Çizelge 3.69. Gerçek dağılımın $EE(0.5,3)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**	**w**	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**	**w**	**Kritik Değer (%95)**	**Güç**
10	2	NA	0	1	9,2328	0,2792	4	11,4126	0,2791
20	5	Inf	0	2	14,0481	0,4538	9	15,7505	0,452
30	7	NA	0	1	17,3526	0,6178	14	19,4221	0,6222
40	10	Inf	0	17	22,5731	0,7083	16	23,6762	0,7098
50	12	NA	0	6	26,2156	0,777	23	27,4887	0,7786
60	15	Inf	0	17	29,8728	0,8507	29	30,8785	0,8519
70	17	NA	0	34	33,5262	0,8927	28	34,5291	0,8936
80	20	Inf	0	32	36,3151	0,9315	39	37,2547	0,9322
90	22	NA	0	44	39,9615	0,9543	44	40,7926	0,9544
100	25	Inf	0	49	43,0212	0,9662	42	43,9545	0,9667

Çizelge 3.68 ve Çizelge 3.69 incelendiğinde, gerçekte $EE(0.5,3)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.70. Gerçek dağılımın $EP(2,2)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0	3	12,3410	0,0561	2	9,6515	0,0568	3	11,4866	0,0561
20	0	6	16,5268	0,0658	1	13,6863	0,0663	9	15,7676	0,0662
30	0	14	19,8185	0,0705	1	17,3501	0,0715	14	19,5190	0,0699
40	0	17	23,9695	0,0726	2	21,8161	0,0728	15	23,6545	0,0716
50	0	24	27,5016	0,0779	2	25,5523	0,0782	19	27,4263	0,0774
60	0	18	31,6520	0,0771	1	28,6275	0,078	21	31,0723	0,0769
70	1,00E-	32	34,2072	0,0907	1	31,5326	0,0917	34	33,9619	0,0901
80	0	31	37,6534	0,092	2	35,2867	0,0926	28	37,3159	0,0914
90	0	43	40,8361	0,0938	3	38,9964	0,0943	33	40,8379	0,0932
100	0	43	43,9878	0,1024	12	42,4626	0,1031	49	43,6749	0,102

Çizelge 3.71. Gerçek dağılımın $EP(2,2)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	4	9,8542	0,056	1	11,7182	0,0552
20	5	Inf	0	4	14,3541	0,0654	2	15,9600	0,0643
30	7	NA	0	14	18,4154	0,0684	4	19,7175	0,068
40	10	Inf	0	7	22,3276	0,0719	9	23,7482	0,0711
50	12	NA	0	18	26,3542	0,0764	1	27,8082	0,0759
60	15	Inf	0	9	29,8040	0,0762	29	30,9797	0,0765
70	17	NA	0	27	33,0260	0,0895	17	34,1968	0,0888
80	20	Inf	0	6	35,9108	0,0902	2	37,5992	0,0899
90	22	NA	0	44	39,8541	0,0931	1	41,2742	0,0923
100	25	Inf	0	2	41,7893	0,1015	37	43,7890	0,1014

Çizelge 3.70 ve Çizelge 3.71 incelendiğinde, gerçekte $EP(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları ancak hemen hemen 0,10 gibi küçük bir değerde kaldıkları

- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.72. Gerçek dağılımın $EP(8, 0.7)$ olması durumunda en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	K-S	TV			TVE			TC		
	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	0	3	12,3347	0,1938	1	9,2997	0,1941	4	11,4878	0,193
20	0	9	15,9270	0,3492	1	13,4290	0,3466	9	15,5200	0,344
30	0	14	19,8558	0,461	3	17,9593	0,464	9	19,6110	0,458
40	2,00E-	18	23,7878	0,5677	3	21,8851	0,5672	1	23,8251	0,566
50	2,00E-	20	27,8160	0,6349	12	26,2422	0,6359	22	27,3862	0,635
60	1,00E-	28	30,8257	0,7155	9	29,4052	0,7167	25	30,7006	0,713
70	1,00E-	34	34,0160	0,786	8	32,7050	0,787	31	33,9893	0,785
80	3,00E-	37	38,0425	0,8232	6	36,4288	0,8242	2	38,1821	0,822
90	3,00E-	24	41,6141	0,8732	18	39,6327	0,8734	3	40,9607	0,873
100	1,00E-	45	44,2530	0,8942	39	43,1445	0,8941	2	44,4086	0,894

Çizelge 3.73. Gerçek dağılımın $EP(8, 0.7)$ olması durumunda en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

n	TV			TVE			TC		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
10	2	NA	0	4	9,8576	0,1915	2	11,550	0,1915
20	5	Inf	0	9	14,2750	0,3411	4	15,620	0,3415
30	7	NA	0	12	18,4004	0,4565	7	19,696	0,4535
40	10	Inf	0	1	21,2822	0,5622	19	23,484	0,5616
50	12	NA	0	1	25,2188	0,6295	6	27,614	0,633
60	15	Inf	0	1	28,3149	0,7122	5	30,945	0,7114
70	17	NA	0	1	31,6445	0,7797	24	34,124	0,7831
80	20	Inf	0	1	35,5075	0,8172	17	38,115	0,8195
90	22	NA	0	1	38,3101	0,8664	44	40,695	0,8713
100	25	Inf	0	1	41,4333	0,8904	35	44,161	0,8924

Çizelge 3.72 ve Çizelge 3.73 incelendiğinde, gerçekte $EP(8,0.7)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testi için,

- TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları,
- TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu,
- TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

3.4.2 İlerleyen Tür Sansürlü Örneklem Durumu

$X^{\mathbf{R}}_{1:m:n}, X^{\mathbf{R}}_{2:m:n}, \ldots, X^{\mathbf{R}}_{m:m:n}$, *Üstel* Geometrik$(\beta,\lambda)$ dağılımından alınan ilerleyen tür sansürlü örneklem olmak üzere bu örneklem altında olabilirlik ve log-olabilirlik fonksiyonları sırasıyla,

$$L(\beta,\lambda) \propto \prod_{i=1}^{m} f(x_i)\left[1-F(x_i)\right]^{R_i}$$

$$= \beta^m (1-\lambda)^m e^{-\beta\sum_{i=1}^{m} x_i} \prod_{i=1}^{m}\left(1-\lambda e^{-\beta x}\right)^{-2} \prod_{i=1}^{m}\left(1-\left(1-e^{-\beta x_i}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)^{-1}\right)^{R_i} \tag{3.57}$$

$$\ln L(\beta,\lambda) \propto m\ln\left\{\beta(1-\lambda)\right\} - \beta\sum_{i=1}^{m} x_i - 2\sum_{i=1}^{m}\ln\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right) + \sum_{i=1}^{m} R_i \ln\left(1-\left(\left(1-e^{-\beta x_i}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)^{-1}\right)\right) \tag{3.58}$$

şeklinde elde edilmektedir. Buradan β ve λ parametrelerinin en çok olabilirlik tahmin edicileri ise;

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta}=\frac{m}{\beta}-\sum_{i=1}^{m}x_i-2\left(\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{\lambda x_i e^{-\beta x_i}}{1-\lambda e^{-\beta x_i}}\right)\right)$$
$$+\sum_{i=1}^{m}\frac{R_i\left(-x_i e^{-\beta x_i}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)^{-1}-\left(1-e^{-\beta x_i}\right)\lambda x_i e^{-\beta x_i}\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)^{2}}{1-\left(1-e^{-\beta x_i}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)^{-1}} \quad (3.59)$$
$$\frac{\partial \ln L}{\partial \lambda}=-\frac{m}{1-\lambda}-2\sum_{i=1}^{m}\left(-\frac{e^{-\beta x_i}}{1-\lambda e^{-\beta x_i}}\right)+\sum_{i=1}^{m}\frac{R_i\left(1-e^{-\beta x_i}\right)e^{-\beta x_i}}{\left(1-\left(1-e^{-\beta x_i}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)^{-1}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)^{2}}$$

olabilirlik denklemlerinin $\hat{\beta}$ ve $\hat{\lambda}$'ya göre çözümünden elde edilmektedir. Bu denklemlerin analitik çözümleri mevcut olmadığından nümerik yöntemler kullanılarak β ve λ parametrelerinin en çok olabilirlik tahminleri elde edilebilmektedir. Burada Üstel Geometrik dağılımına uygunluğun testi için hipotezler,

$$H_0: F_0=\left(1-e^{-\beta x}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x}\right)^{-1}$$
$$H_1: F_0\neq\left(1-e^{-\beta x}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x}\right)^{-1} \quad (3.60)$$

olarak verilmektedir. İlerleyen tür sansürlü örneklemler için Üstel Geometrik dağılımına uygun olup olmadığına ilişkin Kullback-Leibler bilgisi aşağıdaki gibi elde edilir.

$$I_{1\ldots m:m:n}\left(f:f^0\right)=-n\bar{H}_{1\ldots m:m:n}-\begin{pmatrix} m\ln\left\{\beta\left(1-\lambda\right)\right\}-\beta\sum_{i=1}^{m}x_i \\ -2\sum_{i=1}^{m}\ln\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)+R_i\sum_{i=1}^{m}\ln\left(1-\left(1-e^{-\beta x_i}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)^{-1}\right)\end{pmatrix}$$
$$=-n\bar{H}_{1\ldots m:m:n}-m\ln\left\{\beta\left(1-\lambda\right)\right\}+\beta\sum_{i=1}^{m}x_i \quad (3.61)$$
$$+2\sum_{i=1}^{m}\ln\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)-R_i\sum_{i=1}^{m}\ln\left(1-\left(1-e^{-\beta x_i}\right)\left(1-\lambda e^{-\beta x_i}\right)^{-1}\right)$$

Yukarıda yer alan Kullback-Leibler bilgisinde β ve λ parametrelerine göre türevler alınır ve tahmin edicilere ulaşılır. β ve λ parametrelerine ilişkin en çok olabilirlik tahmin edicilerini aşağıda yer alan test istatistiğinde yerine konulduğu zaman test istatistiği elde elde edilir. İlerleyen tür sansürlü örneklem altında Kullback-Leibler bilgisi test istatistiği,

$$\mathrm{TA}(w,n,m) = -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}\log\left\{\frac{G\left(X_{(i+w:m:n)};\hat{\theta}\right)-G\left(X_{(i-w:m:n)};\hat{\theta}\right)}{X_{i+w:m:n}-X_{i-w:m:n}}\right\}+\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{m}R_i\log\left\{\frac{1-m/n}{1-G\left(X_{(i:m:n)};\hat{\theta}\right)}\right\} \quad (3.62)$$

olarak hesaplanır. Bu test için simülasyon yardımıyla, gerçek dağılımın Üstel Geometrik olması durumunda elde edilen kritik değerler, bant genişliği w'nun seçimine göre en iyi ve en kötü güçler farklı dağılımlar ve parametre durumları altında incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar Çizelge 3.74-3.77'de verilmiştir.

Çizelge 3.74. Farklı alternatif dağılımlar için en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(3,0.4)			EE(2,3)			EP(2,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	1	-0,1412	0,0486	1	-0,1412	0,0086	3	-0,2460	0,0562
2	3	0,0267	**0,1020**	1	0,1359	0,9714	3	0,0267	0,0498
3	3	-0,0167	0,0994	1	0,0868	0,9442	1	0,0868	0,0502
4	1	-0,1388	0,0668	1	-0,1388	0,0028	1	-0,1388	0,0538
5	5	0,0186	**0,1564**	1	0,2062	0,9310	3	0,0723	0,0562
6	5	-0,1793	0,0938	1	0,0137	0,0260	3	-0,1518	0,0546
7	1	-0,0254	0,0684	1	-0,0254	0,0004	1	-0,0254	0,0448
8	7	0,0184	**0,1594**	1	0,2695	0,5588	4	0,0792	0,0594
9	1	0,0185	0,0658	1	0,0185	0,0018	1	0,0185	0,0462
10	1	-0,1060	0,0726	1	-0,1060	0,0018	1	-0,1060	0,0530
11	4	0,0119	**0,1220**	1	0,0929	0,9992	3	0,0284	0,0548
12	4	-0,0083	0,0938	1	0,0685	0,9950	2	0,0256	0,0490
13	1	-0,1519	0,0912	1	-0,1519	0,0002	1	-0,1519	0,0526
14	9	0,0076	**0,3086**	1	0,1805	0,9966	5	0,0481	0,0600
15	9	-0,0938	0,2002	1	0,0834	1,0000	3	-0,0380	0,0616
16	1	-0,0700	0,1040	1	-0,0700	0,0000	1	-0,0700	0,0580
17	14	0,0103	**0,3016**	1	0,2690	0,7282	5	0,0721	0,0618
18	14	-0,0878	0,2010	1	0,1627	0,1210	4	-0,0235	0,0600
19	1	-0,1363	0,0832	1	-0,1363	0,0002	1	-0,1363	0,0480
20	9	0,0045	**0,2982**	1	0,1242	1,0000	2	0,0624	0,0526
21	9	-0,0342	0,1544	1	0,0795	0,9916	4	-0,0016	0,0556
22	2	-0,2486	0,1332	1	-0,1251	0,0000	1	-0,1251	0,0554
23	19	0,0066	**0,4322**	1	0,2351	0,9688	12	0,0361	0,0554
24	19	-0,1490	0,1546	1	0,0785	0,0002	19	-0,1490	0,0708
25	2	-0,1577	0,1758	1	-0,0052	0,0000	1	-0,0052	0,0678
26	24	0,0115	**0,2628**	1	0,2857	0,1038	10	0,0598	0,0678
27	24	-0,0850	0,1506	1	0,1872	0,0010	7	-0,0349	0,0750

Çizelge 3.75. Farklı alternatif dağılımlar için en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(3,0.4)			EE(2,3)			EP(2,2)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	3	-0,2460	0,0092	2	-0,2184	0,0060	1	-0,1412	0,0484
2	1	0,1359	**0,0596**	3	0,0267	0,9714	1	0,1359	0,0470
3	1	0,0868	0,0620	3	-0,0167	0,9442	2	0,0182	0,0470
4	4	-0,3096	0,0026	3	-0,2887	0,0008	4	-0,3096	0,0466
5	1	0,2062	**0,0648**	5	0,0186	0,9310	5	0,0186	0,0510
6	4	-0,1753	0,0102	5	-0,1793	0,0260	4	-0,1753	0,0488
7	6	-0,2880	0,0006	6	-0,2880	0,0002	6	-0,2880	0,0384
8	2	0,1251	**0,0540**	7	0,0184	0,5588	7	0,0184	0,0478
9	6	-0,2366	0,0020	7	-0,2515	0,0018	4	-0,1879	0,0368
10	3	-0,1680	0,0074	2	-0,1561	0,0008	4	-0,1760	0,0428
11	1	0,0929	**0,0622**	4	0,0119	0,9992	1	0,0929	0,0474
12	1	0,0685	0,0688	4	-0,0083	0,9950	4	-0,0083	0,0466
13	7	-0,3113	0,0008	5	-0,2952	0,0000	8	-0,3153	0,0338
14	1	0,1805	**0,0714**	9	0,0076	0,9966	9	0,0076	0,0508
15	4	-0,0468	0,0526	9	-0,0938	1,0000	1	0,0834	0,0512
16	11	-0,3210	0,0000	14	-0,3300	0,0000	10	-0,3143	0,0252
17	1	0,2690	**0,0518**	14	0,0103	0,7282	1	0,2690	0,0436
18	4	-0,0235	0,0376	14	-0,0878	0,1210	14	-0,0878	0,0474
19	6	-0,2368	0,0012	9	-0,2441	0,0002	4	-0,2267	0,0398
20	1	0,1242	**0,0696**	9	0,0045	1,0000	6	0,0268	0,0470
21	1	0,0795	0,0716	9	-0,0342	0,9916	8	-0,0282	0,0472
22	14	-0,3446	0,0002	19	-0,3520	0,0000	13	-0,3402	0,0308
23	1	0,2351	**0,0636**	19	0,0066	0,9688	19	0,0066	0,0430
24	11	-0,1249	0,0110	19	-0,1490	0,0002	7	-0,1094	0,0474
25	19	-0,2827	0,0000	24	-0,2907	0,0000	19	-0,2827	0,0216
26	6	0,0701	**0,0414**	24	0,0115	0,1038	24	0,0115	0,0378
27	8	-0,0364	0,0168	24	-0,0850	0,0010	24	-0,0850	0,0504

Çizelge 3.74 ve Çizelge 3.75 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(3,0.4)$, $EE(2,3)$ veya $EP(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testinde,

- $Weibull(3,0.4)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde azda olsa önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde

yapıldığı $R_m = 12,\ R_i = 0, \text{i=1,2,…,m-1}$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,

- $Weibull(3, 0.4)$ dağılımı için güçlerin çok yüksek olmadığı,
- $EE(2,3)$ dağılımı için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluşmadığından bant genişliği w'nun seçiminin önemli olmadığı,
- $EE(2,3)$ dağılımı için elde edilen sonuçların $EP(2,2)$ dağılımı için aynı olduğu,
- $EP(2,2)$ dağılımı için güçlerin çok yüksek olmadığı gibi yorumlar yapılabilir.

Çizelge 3.76. Farklı alternatif dağılımlar için en iyi bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(0.5,0.1)			EE(0.5,3)			EP(8,0.7)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	1	-0,1439	0,1158	1	-0,1439	0,1230	2	-0,2215	0,0589
2	1	0,1386	0,2250	3	0,0271	**0,7458**	3	0,0271	0,0492
3	1	0,0853	0,2089	3	-0,0152	0,7624	3	-0,0152	0,0524
4	1	-0,1370	0,1865	1	-0,1370	0,0845	2	-0,2680	0,0561
5	1	0,2033	0,2469	5	0,0198	**0,8193**	1	0,2033	0,0549
6	1	0,0143	0,2386	1	0,0143	0,2378	3	-0,1489	0,0562
7	1	-0,0235	0,2337	7	-0,2976	0,0584	7	-0,2976	0,0569
8	1	0,2729	0,2500	7	0,0177	**0,8124**	3	0,0976	0,0555
9	1	0,0186	0,2395	1	0,0186	0,1074	2	-0,1499	0,0589
10	1	-0,1040	0,1640	1	-0,1040	0,1312	3	-0,1703	0,0606
11	1	0,0922	0,3308	4	0,0117	**0,8770**	3	0,0285	0,0491
12	1	0,0665	0,3062	1	0,0665	0,8861	1	0,0665	0,0546
13	1	-0,1512	0,3039	1	-0,1512	0,0576	5	-0,2956	0,0599
14	1	0,1807	0,3548	9	0,0074	**0,9265**	2	0,0874	0,0549
15	9	-0,0940	0,7684	1	0,0853	1,0000	7	-0,0791	0,0619
16	1	-0,0633	0,3642	1	-0,0633	0,0282	7	-0,2918	0,0557
17	1	0,2644	0,3917	14	0,0105	**0,9502**	2	0,1257	0,0580
18	1	0,1630	0,3803	14	-0,0879	0,8870	5	-0,0310	0,0628
19	1	-0,1368	0,3267	1	-0,1368	0,0581	6	-0,2380	0,0594
20	1	0,1246	0,4119	9	0,0047	**0,9349**	1	0,1246	0,0496
21	1	0,0784	0,4191	1	0,0784	0,9636	5	-0,0066	0,0533
22	1	-0,1261	0,4930	1	-0,1261	0,0196	8	-0,3194	0,0550
23	19	0,0070	0,5106	19	0,0070	**0,9792**	3	0,0835	0,0533
24	19	-0,1491	0,9349	1	0,0784	0,6757	15	-0,1457	0,0674
25	1	-0,0039	0,5377	1	-0,0039	0,0124	7	-0,2440	0,0534
26	1	0,2849	0,5294	23	0,0119	**0,9663**	15	0,0404	0,0643
27	1	0,1863	0,5326	24	-0,0848	0,8895	4	-0,0191	0,0668

Çizelge 3.77. Farklı alternatif dağılımlar için en kötü bant genişliği w ve buna karşılık elde edilen güçler

Sansür Şema No	Weibull(0.5,0.1)			EE(0.5,3)			EP(8,0.7)		
	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç	w	Kritik Değer (%95)	Güç
1	3	-0,2448	0,0046	2	-0,2215	0,1124	1	-0,1439	0,0471
2	3	0,0271	0,0773	2	0,0665	**0,6487**	2	0,0665	0,0445
3	3	-0,0152	0,0585	2	0,0185	0,7147	1	0,0853	0,0517
4	4	-0,3096	0,0021	3	-0,2894	0,0665	1	-0,1370	0,0482
5	3	0,0730	0,0348	2	0,0989	**0,5383**	4	0,0454	0,0483
6	3	-0,1489	0,0064	5	-0,1794	0,2378	5	-0,1794	0,0533
7	7	-0,2976	0,0017	4	-0,2466	0,0338	5	-0,2678	0,0509
8	3	0,0976	0,0083	3	0,0976	**0,4006**	1	0,2729	0,0505
9	6	-0,2361	0,0042	4	-0,1903	0,1068	1	0,0186	0,0524
10	4	-0,1775	0,0015	2	-0,1589	0,1142	1	-0,1040	0,0491
11	3	0,0285	0,1043	2	0,0457	**0,7928**	2	0,0457	0,0466
12	3	0,0084	0,0426	4	-0,0088	0,8860	3	0,0084	0,0493
13	8	-0,3165	0,0001	5	-0,2956	0,0376	1	-0,1512	0,0487
14	5	0,0494	0,0390	4	0,0587	**0,6073**	8	0,0154	0,0515
15	5	-0,0553	0,0068	9	-0,0940	1,0000	1	0,0853	0,0528
16	14	-0,3303	0,0001	6	-0,2866	0,0115	1	-0,0633	0,0401
17	5	0,0733	0,0055	6	0,0689	**0,4619**	11	0,0285	0,0523
18	7	-0,0407	0,0010	6	-0,0352	0,5390	1	0,1630	0,0505
19	9	-0,2443	0,0001	4	-0,2282	0,0388	1	-0,1368	0,0494
20	5	0,0348	0,0644	4	0,0412	**0,7132**	4	0,0412	0,0448
21	5	-0,0066	0,0182	9	-0,0347	0,9636	2	0,0180	0,0455
22	19	-0,3513	0,0000	8	-0,3194	0,0075	4	-0,3040	0,0492
23	7	0,0596	0,0116	7	0,0596	**0,4919**	1	0,2357	0,0465
24	8	-0,1131	0,0001	19	-0,1491	0,6757	1	0,0784	0,0477
25	24	-0,2906	0,0000	10	-0,2477	0,0018	3	-0,2012	0,0420
26	9	0,0616	0,0004	9	0,0616	**0,4245**	1	0,2849	0,0556
27	8	-0,0350	0,0000	9	-0,0363	0,4462	1	0,1863	0,0508

Çizelge 3.76 ve Çizelge 3.77 incelendiğinde, gerçekte $Weibull(0.5,0.1)$, $EE(0.5,3)$ veya $EP(8,0.7)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testinde,

- $Weibull(0.5,0.1)$ dağılımı için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,
- $Weibull(0.5,0.1)$ dağılımı için güçlerin çok yüksek olmadığı,

- $EE(0.5,3)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde azda olsa önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığı $R_m = 12,\ R_i = 0, \text{i=1,2,…,m-1}$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,
- $EE(0.5,3)$ dağılımı için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,
- $EP(8,0.7)$ dağılımı için güçlerin genelde düşük olduğu ve en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluşmadığından bant genişliği w'nun seçiminin önemli olmadığı,

gibi yorumlar yapılabilir.

4. SONUÇLAR VE ÖNERİLER

Bu bölümde, çalışmadan elde edilen sonuçlara ve önerilere yer verilmiştir.

4.1 Sonuçlar

Tam örneklem durumunda, $EE(2,2)$ dağılımı altında Weibull dağılımına uygunluk testinde TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit olduğu, TC testinin en güçlü test TVE testinin ise en az güce sahip olan test olduğu ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı, gerçekte $EE(2,10)$, $EG(0.4,2)$ ve $EP(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testinde, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin K-S testinin gücüne eşit olduğu, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda aynı olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin hiç önemli olmadığı, $EG(0.2,0.7)$ ve $EP(3,0.7)$ dağılımları altında, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin karşılaştırılması sonucu TC testinin en güçlü test TVE testinin ise en az güce sahip olan test olduğu ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen düşük örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda güçlerinin azaldıkları, yani bu testler için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu,

Sansürlü örneklem durumunda, gerçekte $EE(2,2)$, $EP(2,2)$ veya $EG(0.4,2)$ dağılımına sahip bir kitle ile $EE(2,10)$, $EP(3,0.7)$ veya $EG(0.2,0.7)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testinde, $EE(2,2)$, $EP(2,2)$, $EE(2,10)$ ve $EP(3,0.7)$ dağılımları için güçlerin genelde düşük olduğu, $EG(0.4,2)$ ve $EG(0.2,0.7)$ dağılımları için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler

olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığında güçlerin daha yüksek olduğu ve aynı zamanda bu dağılımlar için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu,

Tam örneklem durumunda, Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testinde, Gerçekte $Weibull(5,3)$, dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testi için, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve K-S testinin gücünün TV, TVE ve TC testlerinden daha fazla olduğu, TV, TVE ve TC testlerinin en kötü w'ya karşı hemen hemen gerçekleştirilemediği ve güçlerinin az olduğu, gerçekte $EP(2,2)$, $EG(0.4,2)$, $Weibull(0.7,0.5)$, $EP(3,0.7)$ ve $EG(0.6,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testinde, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, örnek hacminin $EP(2,2)$ durumunda n=10,20,30 ve $Weibull(0.7,0.5)$ durumunda tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda güçlerinin azaldıkları, yani bu testler için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu, ayrıca $EP(3,0.7)$ durumunda TC testinin gücünün, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda hemen hemen aynı olduğu, yani bu test için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı, TVE testinin gücünün, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda azaldığı, yani bu test için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu,

Sansürlü örneklem durumunda, Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testinde $Weibull(5,3)$, $EP(2,2)$, $EP(3,0.7)$ ve özellikle 13. sansür şeması için $Weibull(0.7,0.5)$ dağılımında, en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu, $Weibull(5,3)$, $EP(2,2)$, $Weibull(0.7,0.5)$ ve $EP(3,0.7)$ dağılımları için güçlerin genelde düşük olduğu, $EG(0.4,2)$ ve $EG(0.6,2)$ dağılımları için sansür şemalarına göre sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığında güçlerde önemli değişiklikler olduğu, ve en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu, $Weibull(5,3)$ ve $Weibull(0.7,0.5)$ dağılımları için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının ilk

gözlem elde edildiğinde $R_m = 12,\ R_i = 0, \mathrm{i} \neq 12$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu,

Tam örneklem durumunda, gerçekte $Weibull(5,3)$ ve $EE(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testi için, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin olmadığı ve K-S testinin gücünün TV, TVE ve TC testlerinden daha fazla olduğu, TV, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda aynı olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin hiç önemli olmadığı, gerçekte $Weibull(0.5, 0.1)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testi için, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin birbirlerine yakın ve hepsinin K-S testinin gücünden daha düşük güce sahip olduğu ve az da olsa TC testinin TV ve TVE testlerinden güçlü olduğu, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en kötü olarak seçildiği durumda güçlerinin azaldıkları, yani bu testler için w'nun seçiminin azda olsa önemli olduğu, gerçekte $EE(2,10)$ ve $EG(0.4, 2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testi için, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, az da olsa TC testinin diğer testlerden daha güçlü olduğu, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı, $EG(0.6, 2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testinde TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, ancak testlerin güçlerinin oldukça zayıf oldukları, TV testinin en kötü w'ya karşı bazı bant genişlikleri için gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin hiç önemli olmadığı,

Sansürlü örneklem durumunda, Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testinde $Weibull(5,3)$, $EE(2,2)$ ve $Weibull(0.5,0.1)$ dağılımları için, sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığı $R_m = 12,\ R_i = 0, \text{i=1,2,…,m-1}$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu $EG(0.4,2)$ dağılımı için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığı $R_m = 12,\ R_i = 0, \text{i=1,2,…,m-1}$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu, $EE(2,2)$ ve $EE(2,3)$ dağılımları için, en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu, $Weibull(5,3)$ ve $Weibull(0.5,0.1)$ dağılımları için güçlerin genelde yüksek olduğu, $Weibull(0.5,0.1)$ dağılımı için elde edilen sonuçların $EG(0.6,2)$ dağılımı için aynı olduğu ve $Weibull(0.5,0.1)$ dağılımı için en iyi bant genişliği durumunda m=20,30,40 ve 50 alındığında sansürleme şeklinin güçlerde değişiklik oluşturmadığı anlaşılmıştır.

Tam örneklem durumunda $Weibull(3,0.4)$, $Weibull(0.5,0.1)$, $EE(2,4)$, $EE(0.5,3)$ ve $EP(8,0.7)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testi için, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda hemen hemen aynı olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin önemli olmadığı, gerçekte $EP(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testi için, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve hepsinin K-S testinin gücünden daha yüksek oldukları ancak hemen hemen 0,10 gibi küçük bir değerde kaldıkları, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği ve bu durumun TV testi için w'nun seçiminin önemli olduğu, TVE ve TC testlerinin güçlerinin, incelenen tüm örnek hacimlerinde, bant genişliği w'nun en iyi ve en kötü olarak seçildiği durumda birbirlerine yakın olduğu yani bu testler için w'nun seçiminin çok önemli olmadığı,

Sansürlü örneklem durumunda Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun testinde, $Weibull(0.5,0.1)$ dağılımı için, en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu, ancak bu dağılım için

güçlerin çok yüksek olmadığı, $EE(0.5,3)$ ve $Weibull(3,0.4)$ dağılımları için sansür şemalarına göre güçlerde önemli değişiklikler olduğu, sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığı $R_m = 12,\ R_i = 0, \text{i=1,2,…,m-1}$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu, $EE(2,3)$, $EP(2,2)$ ve $EP(8,0.7)$ dağılımları için en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluşmadığından bant genişliği w'nun seçiminin önemli olmadığı anlaşılmıştır.

Sonuç olarak tam ve sansürlü örneklem durumunda Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı olarak, en iyi ve en kötü band genişlikleri baz alınarak farklı parametreler altında kritik değer ve güç karşılaştırması yapılmıştır. Tüm karşılaştırmalarda örnek hacmi arttıkça testin gücünün arttığı görülmüştür. Uyum iyiliği testleri problemi bakımından en iyi ve en kötü band genişlikleri verilerek bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu anlaşılmıştır. TV testi için genellikle bant genişliği w'nun en kötü seçildiği durumda testin gerçekleştirilemediği anlaşıldığından bu test için w'nun önemi öne çıkmaktadır. Bant genişliği karşılaştırması yapılan testler için çoğunlukla en güçlü testin TC testi daha sonra TV testi, en düşük testin ise TVE testi olduğu görülmüştür. Ayrıca uyum iyiliği testi olarak sıkça kullanılan K-S testinin, birçok farklı parametre ve dağılım karşılaştırılmasına rağmen sadece $Weibull(0.5,0.1)$, $Weibull(5,3)$ ve $EE(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Üstel Poisson dağılımına uygunluğunun testinde K-S testinin gücünün TV, TVE ve TC testlerinden daha fazla olduğu, $Weibull(5,3)$, dağılımına sahip bir kitlenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılımına uygunluğunun testi için, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği w'ya karşılık elde edilen güçlerinin hemen hemen eşit ve K-S testinin gücünün TV, TVE ve TC testlerinden daha fazla olduğu, TV, TVE ve TC testlerinin en kötü w'ya karşı hemen hemen gerçekleştirilemediği, $EE(2,10)$, $EG(0.4,2)$ ve $EP(2,2)$ dağılımına sahip bir kitlenin Weibull dağılımına uygunluğunun testinde, TV, TVE ve TC testlerinin en iyi bant genişliği, güçlerinin K-S testinin gücüne eşit olduğu, TV testinin en kötü w'ya karşı gerçekleştirilemediği görülmüştür. Ayrıca Üstel Geometrik dağılımına uygunluk testinde yapılan tüm karşılaştırmalar sonucu TV, TVE ve TC testlerinin gücünün K-S testinin gücünden daha yüksek olduğu anlaşılmıştır. Bu durumda, K-S testinin gücünün Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı olarak test edilen TV, TVE ve TC testlerinin gücünden genellikle düşük olması nedeniyle bu testlerden çok daha geride olduğu sonucuna varılmıştır.

Sansürlü örneklem durumunda ise sansür şemalarına göre sansürlemenin Üstelleştirilmiş Üstel dağılıma uygunluk için $Weibull(5,3)$ ve $Weibull(0.7,0.5)$ durumlarında sansürlemenin tamamının ilk gözlem elde edildiğinde $R_m = 12,\ R_i = 0, \mathrm{i} \neq 12$ şeklindeki sansür şemalarında güçlerin daha yüksek olduğu, incelenen diğer uygunluk testlerinde genel olarak sansürlemenin tamamının son gözlem elde edildiğinde yapıldığında güçlerde önemli değişiklikler olduğu ve en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte Weibull, Üstelleştirilmiş Üstel, Üstel Poisson dağılımlarının bütün karşılaştırmaları ile Üstel Geometrik dağılımına uygunluğunun $EE(0.5,3)$, $Weibull(3,0.4)$ ve $Weibull(0.5,0.1)$ dağılımları için, en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin önemli olduğu, fakat yalnızca Üstel Geometrik dağılımı için $EE(2,3), EP(2,2)$ ve $EP(8,0.7)$ durumlarında en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluşmadığından bant genişliği w'nun seçiminin önemli olmadığı anlaşılmıştır. Burada birçok karşılaştırma sonucu neredeyse tüm durumlarda en iyi ve en kötü güçler arasında farklılık oluştuğundan bant genişliği w'nun seçiminin çok önemli sonucuna varılmıştır.

4.2 Öneriler

Bundan sonraki çalışmalarda,

- diğer sürekli dağılım aileleri için Kullback-Leibler uyuşmazlığına dayalı uyum iyiliği testleri ele alınabilir,
- burada kullanılan test istatistikleri için ilgili dağılımlara uygunluk testine ilişkin asimptotik kritik değerler elde edilebilir ve testlerin performansları farklı örnek hacmi ve sansür şemaları için incelenebilir,
- sansürlü örnekleme dayalı olarak $\frac{\partial F^{-1}(p)}{\partial p}$ için (Balakrishnan ve ark 2007)'nın kullandığı tahmin ediciden daha başka tahmin ediciler ele alınarak yeni test istatistikleri elde edilebilir ve bu test istatistiklerinin performansları incelenebilir.

KAYNAKLAR

Adamidis K, Loukas S, 1998. A lifetime distribution with decreasing failure rate. Statistics & Probability Letters, 39, 1, 35-42.

Aggarwala R, (1996). Advances in life-testing: Progressive censoring and generalized distributions. Hamilton, Ontario, Canada, McMaster University.

Al-Subh SA, Alodat MT, 2017. Discrimination Between Logistic and Gumbel Distribution. International Journal of Sciences: Basic and Applied Research, 36, 3, 244-55.

Alizadeh H, 2010. A new estimator of entropy and its application in testing normality. Journal of Statistical Computation and Simulation, 80, 1151-62.

Anderson TW, Darling DA, 1954. A Test of Goodness of Fit. Journal of the American Statistical Association, 49, 268, 765-9.

Arizono I, Ohta H, 1989. A Test for Normality Based on Kullback—Leibler Information. The American Statistician, 43, 1, 20-2.

Balakrishnan N, Aggarwala R, 2000. Progressive Censoring: Theory, Methods, and Applications, Boston: Birkhauser, p.

Balakrishnan N, Rad AH, Arghami NR, 2007. Testing exponentiality based on Kullback-Leibler information with progressively type-II censored data. IEEE Transactions on Reliability, 56, 2, 301-7.

Barankin EW, Maitra AP, 1963. Generalization of the Fisher-Darmois-Koopman-Pitman Theorem on Sufficient Statistics. Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series A (1961-2002), 25, 3, 217-44.

Biçer HD, Biçer C, 2017. Gamma ve Weibull Dağılımları arasında Kullback-Leibler Uzaklığına Dayalı Ayrım. Afyon Kocatepe University Journal of Science and Engineering, 17, 2, 500-5.

Bitaraf M, Rezaei M, Yousefzadeh F, 2017. Goodness-of-fit tests based on Verma Kullback–Leibler information. Communications in Statistics - Theory and Methods, 46, 24, 12152-64.

Brillouin L, 1960. Science and Information Theory (2. Baskı), Newyork, Academic Press, p.

Bromideh AA, 2012. Discriminating Between Weibull And Log-Normal distributions Based On Kullback-Leibler Divergence,. Ekonometri ve İstatistik, 16, 44-54.

Bromideh AA, Valizadeh R, 2013. Discrimination between Gamma and Log-Normal Distributions by Ratio of Minimized Kullback-Leibler Divergence. Pakistan Journal of Statistics and Operation Research, 9, 4, 441-51.

Bury KV, 1975. Statistical models in applied science, London, Wiley, p.

Choi B, Kim K, Heun Song S, 2004. Goodness-of-Fit Test for Exponentiality Based on Kullback–Leibler Information. Communications in Statistics - Simulation and Computation, 33, 2, 525-36.

Correa JC, 1995. A new estimator of entropy. Communications in Statistics - Theory and Methods, 24, 10, 2439-49.

Cramer H, 1928. On the composition of elementary errors, Scandinavian Actuarial Journal. Scandinavian Actuarial Journal, 11, 141-80.

D'agostino RB, Stephens MA, 1986. Goodness of Fit Techniques, Newyork, ABD, MDI Press, p.

Dey AK, Kundu D, 2012. Discriminating between the Weibull and log-normal distributions for Type-II censored data. Statistics, 46, 2, 197-214.

Dumonceaux R, Antle CE, 1973. Discrimination between the Log-Normal and the Weibull Distributions. Technometrics, 15, 4, 923-6.

Dumonceaux R, Antle CE, Haas G, 1973. Likelihood Ratio Test for Discrimination between Two Models with Unknown Location and Scale Parameters. Technometrics, 15, 1, 19-27.

Ebrahimi N, Habibullah M, Soofi ES, 1992. Testing Exponentiality Based on Kullback-Leibler Information. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 54, 3, 739-48.

Elsherpieny E, Muhammed H, Radwan N, 2017. On Discriminating between Gamma and Log-logistic Distributions in Case of Progressive Type II Censoring. Pakistan Journal of Statistics and Operation Research, 13, 157.

Evans RA, 1969. The Principle of Minimum Information. IEEE Transactions on Reliability, R-18, 3, 87-90.

Fisher RA, 1922. On the Mathematical Foundations of Theoretical Statistics. Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A, Containing Papers of a Mathematical or Physical Character, 222, 309-68.

Gupta RD, Kundu D, 1999. Theory & Methods: Generalized Exponential Distributions. The Australian & New Zealand Journal of Statistics, 41, 2, 173-88.

Hartley RV, 1928. Transmission of information, Bell System Technical Journal. Bell System Technical Journal, 7, 535–63.

Hogg RV, Craig AT, 1965. Introduction to Mathematical Statistics, Macmillan, p.

Huzurbazar VS, 1976. Sufficient Statistics, Marcel Dekker, p.

Jarrahiferiz J, Noughabi HA, 2017. Testıng Exponentıalıty Usıng Dıfferent Entropy Estımates Based On Type II Censored Data: A Monte Carlo Power Comparıson. International Journal of Industrial Engineering, 24, 5, 556-71.

Jaynes ET, 1978. "Where do we stand on maximum entropy?" in the

Maximum Entropy Formalism, MIT Press, p.

Jaynes ET, 1982. On the rationale of maximum-entropy methods. Proceedings of the IEEE, 70, 9, 939-52.

Kim JS, Yum B-J, 2008. Selection between Weibull and lognormal distributions: A comparative simulation study. Computational Statistics & Data Analysis, 53, 2, 477-85.

Kohansal A, Rezakhah S, 2013. Testing Exponentiality Based on R\'enyi Entropy With Progressively Type-II Censored Data.

Kolmogorov AN, 1933. Sulla determinazone empirica di une legge di distribuzione. Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari, 4, 83-91.

Koopman BO, 1936. On Distributions Admitting a Sufficient Statistic. Transactions of the American Mathematical Society, 39, 3, 399-409.

Kullback S, 1978. Information Theory and Statistics, Washington-A.B.D., Dover Publications, p. 1-108.

Kullback S, Leibler RA, 1951. On Information and Sufficiency. Ann. Math. Statist., 22, 1, 79-86.

Kundu D, 2005. Discriminating Between Normal and Laplace Distributions. In. Eds, p. 65-79.

Kundu D, D. Gupta R, Manglick A, 2005. Discriminating between the log-normal and generalized exponential distributions. Journal of Statistical Planning and Inference, 127, 1-2, 213-27.

Kundu D, Manglick A, 2004. Discriminating between the Weibull and log-normal distributions. Naval Research Logistics, 51, 6, 893-905.

Kuş C, 2007. A new lifetime distribution. Computational Statistics & Data Analysis, 51, 9, 4497-509.

Lequesne J, Regnault P, 2018. vsgoftest: An Package for Goodness-of-Fit Testing Based on Kullback-Leibler Divergence, p.

Lim J, Park S, 2007. Censored Kullback-Leibler Information and Goodness-of-Fit Test with Type II Censored Data. Journal of Applied Statistics, 34, 9, 1051-64.

Lim J, Park S, 2007. A Goodness of Fit Tests Based on the Partial Kullback-Leibler Information with the Type II Censored Data. Journal of Applied Statistics, 34, 9, 1051-64.

Lin C, Huang Y, Balakrishnan N, 2008. A New Method for Goodness-of-Fit Testing Based on Type-II Right Censored Samples. IEEE Transactions on Reliability, 57, 4, 633-42.

Massey FJ, 1951. The Kolmogorov-Smirnov Test for Goodness of Fit. Journal of the American Statistical Association, 46, 253, 68-78.

Nelson W, 1982. Applied Life Data Analysis, Newyork, John Wiley and Sons
p.

Noughabi H, Jarrahiferiz J, 2019. Tests of fit for the Gumbel distribution: EDF-based tests against entropy-based tests. Journal of Applied Statistics, 1-16.

Noughabi HA, 2017. Testing exponentiality based on Kullback—Leibler information for progressively Type II censored data. Communications in Statistics - Simulation and Computation, 46, 10, 7624-38.

Noughabi HA, Arghami NR, 2013. General treatment of goodness-of-fit tests based on Kullback–Leibler information. Journal of Statistical Computation and Simulation, 83, 8, 1556-69.

Noughabi HA, Noughabi RA, 2013. On the entropy estimators. Journal of Statistical Computation and Simulation, 83, 4, 784-92.

Ortiz-Yañez JF, Piña Monarrez MR, 2018. Discrimination between the lognormal and Weibull Distributions by using multiple linear regression. Dyna, 85, 205, 9-18.

Park S, 1995. The entropy of consecutive order statistics. IEEE Transactions on Information Theory, 41, 6, 2003-7.

Park S, 2005. Testing exponentiality based on the Kullback-Leibler information with the type II censored data. IEEE Transactions on Reliability, 54, 1, 22-6.

Park S, Pakyari R, 2015. Cumulative residual Kullback–Leibler information with the progressively Type-II censored data. Statistics & Probability Letters, 106, 287-94.

Pearson K, 1900. On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated system of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling. The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science, 50, 302, 157-75.

Pérez-Rodríguez P, Vaquera-Huerta H, Villaseñor-Alva JA, 2009. A Goodness-of-Fit Test for the Gumbel Distribution Based on Kullback–Leibler Information. Communications in Statistics - Theory and Methods, 38, 6, 842-55.

Pitman EA, Wishart J. Sufficient statistics and intrinsic accuracy.

Quesenberry CP, Kent J, 1982. Selecting Among Probability Distributions Used in Reliability. Technometrics, 24, 1, 59-65.

Rad AH, Yousefzadeh F, Balakrishnan N, 2011. Goodness-of-Fit Test Based on Kullback-Leibler Information for Progressively Type-II Censored Data. IEEE Transactions on Reliability, 60, 3, 570-9.

Rajagopal AK, Teitler S. Linear time transformations in accelerated testing. Proc. 1987 Annual Reliability and Maintainability Symposium.

Raqab MZ, Al-Awadhi SA, Kundu D, 2017. Discriminating among Weibull, log-normal, and log-logistic distributions. Communications in Statistics - Simulation and Computation, 47, 5, 1397-419.

Rayner JCW, Thas O, Best DJ, 2009. Smooth Tests of Goodness of Fit (2nd ed.), Wiley, p.

Renyi A, 2007. Probability Theory, Newyork, Dover Publications, p. 554-563.

Shannon CE, 1948. A Mathematical Theory of Communication. Reprinted with corrections from The Bell System Technical Journal, 27, 379-423.

Shapiro SS, Wilk MB, 1965. An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). Biometrika, 52, 3/4, 591-611.

Siswadi, Quesenberry C, 1982. Selecting among weibull, lognormal and gamma distributions using complete and censored smaples. Naval Research Logistics Quarterly, 29, 557-69.

Smirnov N, 1939. On the estimation of the discrepancy between emprical curves of distribution for two independent samples. Bulletin of Moscow University, 3-16.

Stephens MA, 1974. EDF Statistics for Goodness of Fit and Some Comparisons. Journal of the American Statistical Association, 69, 347, 730-7.

Şenoğlu B, Sürücü B, 2004. Goodness-of-fit tests based on Kullback-Leibler information. IEEE Transactions on Reliability, 53, 3, 357-61.

Teitler S, Rajagopal AK, Ngai KL, 1986. Maximum Entropy and Reliability Distributions. IEEE Transactions on Reliability, 35, 4, 391-5.

Tikochinsky Y, Tishby NZ, Levine RD, 1984. Alternative approach to maximum-entropy inference. Physical Review A, 30, 5, 2638-44.

Tribus M, 1962. The Use of the maximum entropy estimate in the estimation of reliability" in Recent Developments in Information and Decision Processes, Macmillan, R. E. Machol & P. Gray, p.

Tsallis C, Mendes R, Plastino AR, 1998. The role of constraints within generalized nonextensive statistics. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 261, 3, 534-54.

Van Es B, 1992. Estimating Functionals Related to a Density by a Class of Statistics Based on Spacings. Scandinavian Journal of Statistics, 19, 1, 61-72.

Vasicek O, 1976. A Test for Normality Based on Sample Entropy. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 38, 1, 54-9.

Watson GS, 1962. Goodness-of-Fit Tests on a Circle. II. Biometrika, 49, 1/2, 57-63.

Weibull W, 1951. A Statistical Distribution Function of Wide Applicability. Journal of Applied Mechanics, 18, 293-7.

Yousefzadeh F, Arghami NR, 2008. Testing Exponentiality Based on Type II Censored Data and a New cdf Estimator. Communications in Statistics - Simulation and Computation, 37, 8, 1479-99.

ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı	**:**	Gülcan GENCER
Uyruğu	**:**	T.C.
Doğum Yeri ve Tarihi	**:**	Kırşehir – 18.09.1988
Telefon	**:**	-
Faks	**:**	-
e-mail	**:**	gulcangencer@kmu.edu.tr

EĞİTİM

Derece		**Adı, İlçe, İl**	**Bitirme Yılı**
Lise	:	Karaman Yunuskent Lisesi, Merkez, Karaman	2006
Üniversite	:	Selçuk Üniversitesi – Selçuklu, Konya	2011
Yüksek Lisans	:	Selçuk Üniversitesi – Selçuklu, Konya	2016
Doktora	:	Selçuk Üniversitesi – Selçuklu, Konya	2020

İŞ DENEYİMLERİ

Yıl	**Kurum**	**Görevi**
2012 - Halen	Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi	Bilgisayar İşletmeni

UZMANLIK ALANI

Uygulamalı İstatistik

YABANCI DİLLER

İngilizce

YAYINLAR

Gülcan Gencer, Buğra Saraçoğlu - Journal of Selçuk University Natural and Applied Science - Comparison of Maximum Likelihood and Approximate Bayes Estimators under different loss functions for Parameters of Odd Weibull Distribution, Vol (5) No:1 (2016). [Yüksek Lisans Tezinden üretilmiştir.]

Gülcan Gencer, Kerem Gencer, Turkish Journal of Science and Technology - Comparison Of Maximum Likelihood And Bayes Estimators Under Symmetric And Asymmetric Loss Functions By Means Of Tierney Kadane's Approximation For Weibull Distribution – Vol:14, No:2, (2019), 69-78.

Gülcan Gencer, Kerem Gencer, Sakarya University Journal of Science - Estimations For The Odd Weibull Distribution under Progressive Type-II Right Censored Samples – Vol:24, No:1, (2020), 29-36.

Gülcan Gencer, Kerem Gencer, Cumhuriyet Science Journal, Comparison of Bayes Estimators under different loss functions for Two-Parameter Bathtub-Shaped Lifetime Distribution– Vol:41, No:3, (2020), 602-611.

BİLDİRİLER

İsmail KINACI, Gülcan Gencer - 8th International Eurasian Conference on Mathematical Sciences and Applications (IECMSA-2019) - Goodness of Fit Test for Weibull Distribution Based on Kullback Leibler Divergence under Progressive Hybrid Censoring (Sözlü olarak sunulan Özet Bildiri). [Doktora Tezinden üretilmiştir.]

Buğra Saraçoğlu, Gülcan Gencer - 2nd International Conference on Science, Ecology and Technology-2016 (ICONCETE'2016) - Comparison of Maximum Likelihood Approximate Bayes Estimators under different loss functions for Unknown Parameters of Exponential Power Distribution (Sözlü olarak sunulan Özet Bildiri). [Yüksek Lisans Tezinden üretilmiştir.]