İstatistikçiler Dergisi: İstatistik & Aktüerya

Journal of Statisticians: Statistics and Actuarial Sciences

IDIA 11, 2018, 2, 143-155

Geliş/Received:19.09.2018, Kabul/Accepted: 13.12.2018

www.istatistikciler.org

Araştırma Makalesi / Research Article

Weibull ve Pareto dağılımları için tip-I sansürleme düzeninde kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı ve grup kabul örnekleme planları

Canan Hamurkaroğlu
Karabük Üniversitesi
İşletme Fakültesi
Aktüerya ve Risk Yönetimi Bölümü
cananhamurkaroglu@karabuk.edu.tr
0000-0002-8537-513X

Ayten Yiğiter
Hacettepe Üniversitesi
Fen Fakültesi
İstatistik Bölümü
yigiter@hacettepe.edu.tr
0000-0001-8180-995X

Yasemin Gençtürk
Hacettepe Üniversitesi
Fen Fakültesi
Aktüerya Bilimleri Bölümü
yasemis@hacettepe.edu.tr
0000-0002-8916-8509

Öz

Üretim sektöründe kullanılan önemli istatistiksel araçlardan biri kabul örnekleme planlarıdır. Çünkü üreticiler ürünlerin kalitesinin korunmasını ve ürünler arasındaki değişkenliğin minimum olmasını isterler. Kabul örnekleme planları üreticinin çıkarlarını koruduğu gibi tüketicinin de çıkarlarını gözeten planlardır. Bazı ürünler için kullanım ömrü önemli bir kalite karakteristiği olabilir. Bu durumda, ürünlerin kalite kontrol yeterliliği yaşam testine dayalı uygun bir kabul örneklem planı ile test edilebilir. Endüstride ürün ömrünün yaşam testine dayalı kabul örnekleme planları güvenilirlik planları olarak da adlandırılır. Maliyet ve zamanın kısıtlı olması nedeniyle, tüm ürünlerin başarısızlık zamanı gözlenene kadar denemeye devam etmek mümkün olmayabilir. Bu nedenle bir sansürleme düzeni ile kesilmiş yaşam testine dayalı kabul örnekleme planı uygulanır.

Bu çalışmada, Weibull ve Pareto dağılımları için Tip-I sansürleme düzeni kullanılarak kesilmiş yaşam testlerine dayalı tek katlı ve grup kabul örnekleme planları incelenmiştir. Belirlenen plan parametreleri için optimal örneklem büyüklüğü ve kabul sayısı elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: *Kabul örnekleme planı, kesilmiş yaşam testi, üretici riski, tüketici riski, işlem karakteristik eğrisi, Weibull dağılım, Pareto dağılımı.*

Abstract

Single and group acceptance sampling plans for Weibull and Pareto distribution

One of the most important statistical tools in production sector is the acceptance sampling plans. Because the producers want the protection of the quality of the products and minimum variability between the products. Acceptance sampling plans are not only preserving the producers' benefit but also looking out for the consumers' interest. The expected lifetime may be an important quality characteristic for some products. Then, the quality control sufficiency of the products can be controlled using a suitable survival test based on the acceptance sampling plans. In the industry, the acceptance sampling plans based on the survival test of the products' lifetime are also called as reliability sampling plans. As the cost and time are limited, it might be impossible to continue the trial until the failure time of all products are observed. Therefore, the acceptance sampling plan based on survival test truncated with a censored scheme is used.

In this study, single and group acceptance sampling plans based on truncated survival test using Type-I censoring are investigated for Weibull and Pareto distributions. Optimal sampling size and acceptance number are determined for some parameter values.

Key Words: *Acceptance sampling plan, truncated survival test, producer's risk, consumer's risk, operation characteristic curve, Weibull distribution, Pareto distribution.*

1. Giriş

Kabul örneklem planları, bir üretim birimindeki ürünlerin kabul edilip edilmeyeceğine karar verme sürecini kapsar. Bir partiden rasgele seçilen örneklemin muayenesine dayalı olarak partinin kabulüne ya da reddine karar verilir. Kabul örnekleme planları tek katlı, çift katlı, çok katlı ya da ardışık planlar olabilir. Tek katlı kabul örnekleme planı, uygulanmasının basitliği nedeniyle tercih edilmektedir. Tek katlı örnekleme planında örneklemden elde edilen başarısızların sayısı önceden belirlenen c gibi bir kabul sayısına eşit ya da büyükse parti ret, aksi takdirde kabul edilir. Ürünlerin yaşam süresi bir kalite karakteristiği olduğunda kabul örnekleme planlarının temelindeki istatistiksel test bir ürünün gerçek ortalama ömrü μ olmak üzere, $H_0 = \mu \geq \mu_0$ sıfır hipotezinin $H_1 = \mu < \mu_0$ seçenek hipotezine karşı testidir. $H_0 = \mu \geq \mu_0$ hipotezi sağlanırsa, ürün iyi üründür ve diğer departmanlara ya da tüketicinin kullanımına sunulur. $H_1 = \mu < \mu_0$ hipotezi sağlanırsa sıfır hipotezi ret edilir ve ürün kötü üründür ve yeniden işleme gönderilir ya da ıskartaya çıkarılır. Ürünlerin yaşam süresinin dağılımı genellikle çarpık bir dağılım olduğu dikkate alınırsa, hipotezde ortalama ömür μ yerine medyan da kullanılabilir. Kabul örneklem planlarında hipotez testindeki 1. Tip hata olasılığı α^*, iyi bir partinin reddedilme olasılığı yani üretici riski ve 2. Tip hata olasılığı β^* kötü bir partinin kabul edilme olasılığı yani tüketici riski olarak adlandırılır. Eğer tüketici güven seviyesi P^* ile gösterilirse, tüketici riski $\beta^* = 1 - P^*$ olur. Optimal kabul örnekleme planı her iki riski de en aza indiren plandır. Öte yandan bir partinin kabul ya da red edilmesi kararı verilirken zaman ve maliyet tasarrufu önemlidir. Bunun için farklı sansürleme düzenlerinin uygulanabildiği, kesilmiş yaşam testlerine dayalı kabul örnekleme planları kullanılır. Zaman sansürleme (Tip-I), ürün sansürleme (Tip-II) ve hibrid sansürleme yaşam testinde kullanılan sansür düzenlerinden bazılarıdır. Test süresinin sınırlı olduğu ve test için kaynakların az olduğu durumlarda, bu tip sansürleme düzenlerini dikkate alan kabul örnekleme planlarının kullanılması uygundur [8].

Tip-I sansürleme düzeninde, n birimle başlayan testte önceden belirlenen sabit bir sonlandırma süresi t_0'a kadar başarısızlar gözlenir. Tip-II sansürleme düzeninde, önceden belirlenen sabit sayıda başarısızlık görülünceye kadar denemeye devam edilir. Ancak bu sansürleme düzeninde sonlandırma süresi t_0 büyük olduğunda zorluk ortaya çıkar. Hibrid sansürleme düzeninde ise, hem zaman hem de başarısızlık sayısı dikkate alınır. n birim için bir yaşam testi yapıldığında, test önceden belirlenen bir c başarısızlık sayısından sonra ya da önceden belirlenen bir t_0 sonlandırma süresinden önce sona erer. Tip-I ve Tip-II sansürleme düzenleri hibrid sansürleme düzeninin özel durumlarıdır. Hibrid sansürleme düzeni altında yaşam testi deneyi yapmak için, n, c ve t_0 değerlerinin önsel olarak bilinmesi ya da bazı optimizasyon kriterlerine göre seçilmesi gerekir. Kabul örnekleme planında, örnekleme alınan ürünler genellikle tek tek test edilir. Ancak tüm birimlerin başarısızlık zamanların gözleninceye kadar denemeye devam etmek zaman ve maliyet kısıtları nedeniyle mümkün olamayacağı için yukarıda tanımlanan Tip-I ve Tip-II sansürlemeye düzenlerine ihtiyaç duyulur. Bunun yanı sıra uygulamada, aynı anda birden fazla sayıda ürünün test edilebildiği durumlar da vardır. Bu durumda test edilecek toplam ürün sayısı n, mevcut test edicilerin sayısına göre eşit büyüklükteki gruplara bölünür. Bu şekilde gruplara dayanan kabul örnekleme planına grup kabul örnekleme planı denir.

Birçok yazar tarafından, yaşam süresinin farklı dağılımları için kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı kabul örnekleme planları incelenmiştir. Kesilmiş yaşam testine ilişkin ilk çalışma Epstein [6] tarafından üstel dağılım için yapılmıştır. Baklizi [5] iki parametreli Pareto dağılımı, Balakrishnan, Leiva ve Lopez [4] Birnbaum-Saunders dağılımı, Rosaiah ve Kantam [13] ters Rayleigh dağılımı, Srinivasa Rao [15] log-logistic dağılım, Singh ve Tripathi [16] ters Weibull dağılımı için kabul örnekleme planlarını incelemişlerdir. Amer Ibrahim ve Al-Omari [1] yaşam süresinin Sushila dağılımı varsayımı ile kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı kabul örnekleme planı üzerinde çalışmışlardır. Aslam, Kundu ve Ahmad [2] genelleştirilmiş üstel dağılım için yaşam süresinin medyanına ilişkin kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı örnekleme planı düzeninde minumum örneklem büyüklüğünü elde etmişlerdir. Aslam ve Jun [3] hem üretici hem de tüketicinin faydasını dikkate alacak biçimde Gamma, Weibull ve genelleştirilmiş Rayleigh dağılımı için tek katlı kabul örnekleme planını incelemişlerdir. Gui ve Shangli Zhang [7] Gompertz dağılımı için ürünün ortalamasını, Malathi ve Muthulakshmi [9,10] Gompertz dağılımı için ürünün ömrünün medyanı ve yüzdeliklerini dikkate alarak kesilmiş yaşam testlerine dayalı kabul örnekleme planlarını çalışmışlardır. Malathi ve Muthulakshmi [11] Frechet dağılımı için medyanı kullanarak kabul örneklem planlarını incelemişlerdir. Loganathan ve Gunasekaran [8] tek katlı örnekleme planında hem üretici hem de tüketici riskini minumum yapan n ve c parametrelerini elde etmişlerdi. Mughal ve Ismail [12] kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı kabul örnekleme planında genelleştirilmiş Pareto dağılımının farklı parametreleri için minimum test sonlandırma zamanını belirlemişlerdir. Rao, Kumar ve Rosaiah [14] tek katlı örnekleme planında yarı normal dağılımı dikkate almışlardır. Sudamani ve Anburajan [17] ters Rayleigh ve log-lojistik dağılımları için ağırlıklandırılmış binom dağılımını kullanarak keşilmiş yaşam testlerine dayalı grup kabul örnekleme planı üzerine çalışmışlardır.

Çalışmada, Weibull ve Pareto dağılımları için kabul örnekleme planı ele alınmış, önceki çalışmalardan farklı olarak kesilmiş yaşam testlerine dayalı hem tek katlı ve hem de grup kabul örnekleme planları için Tip-I sansürleme düzeni incelenmiştir. Çalışmanın İkinci Bölümü'nde Weibull ve Pareto dağılımların temel özelliklerine yer verilmiştir. Üçüncü Bölümde, kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı kabul örnekleme planında optimal n ve c'nin nasıl belirleneceği- anlatılmış, Dördüncü Bölümde kesilmiş yaşam testine dayalı grup kabul örnekleme planına ilişkin bilgi verilmiştir. Tek katlı ve grup kabul örnekleme planlarında optimal değerlerin nasıl hesaplandığına ilişkin sayısal örneklerin verildiği Beşinci Bölümün ardından, Altıncı Bölümde Weibull ve Pareto dağılımlarının farklı parametreli için tek katlı kabul örnekleme planında optimal n ve c, grup kabul örneklem planında ise optimal grup sayısı g ile c'nin değerleri elde edilmiştir. Çalışmada elde edilen bulgular Yedinci Bölümde özetlenmiştir.

2. Dağılımlar

Ürünün ömrü ile ilgili verilerin modellenmesinde uygun olan dağılımlardan ikisi Weibull ve Pareto dağılımıdır. Bu bölümde bu dağılımların olasılık yoğunluk fonksiyonu, dağılım fonksiyonu, yaşam fonksiyonu, tehlike hızı (hazard) fonksiyonu ile momentleri verilmiştir.

2.1 Weibull Dağılımı

T raslantı değişkeni ürünün ömrünü göstermek üzere $T \sim Weibull(\alpha, \beta)$ ise olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(t;\alpha,\beta) = \frac{\alpha}{\beta}\left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha-1} e^{-\left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha}}, \qquad t>0, \alpha>0, \beta>0 \tag{1}$$

biçimindedir. Burada α şekil ve β ölçek parametresidir. $\beta = 1$ için dağılım standart Weibull dağılımı adını alır.

Kümülatif dağılım, yaşam ve tehlike hızı fonksiyonları sırasıyla,

$$F_T(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha}}, \qquad t>0, \alpha>0, \beta>0 \tag{2}$$

$$S_T(t) = e^{-\left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha}}, \qquad t>0, \alpha>0, \beta>0 \tag{3}$$

$$h(t) = \frac{\alpha}{\beta}\left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha-1}, \qquad t>0, \alpha>0, \beta>0 \tag{4}$$

biçimindedir.

Sıfır noktasına göre 1. momenti,

$$\mu = \beta \Gamma\left(1+\frac{1}{\alpha}\right) \tag{5}$$

olarak elde edilir. Eş. (5)'te $\Gamma(.)$ gama fonksiyonu olup $\Gamma(u)=\int_0^\infty x^{u-1}e^{-x}dx$ biçimindedir.

2.2 Pareto Dağılımı

$T \sim Pareto(\alpha,\gamma)$ olmak üzere olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(t;\alpha,\gamma)=\frac{\alpha\gamma^{\alpha}}{(t+\gamma)^{\alpha+1}}; \qquad t>0,\alpha>0,\gamma>0 \tag{6}$$

biçimindedir. Burada α şekil parametresi ve γ ölçek parametresidir.
Kümülatif dağılım, yaşam ve tehlike hızı fonksiyonları sırasıyla;

$$F_T(t)=1-\left(\frac{t+\gamma}{\gamma}\right)^{-\alpha}, \qquad t>0,\alpha>0,\gamma>0 \tag{7}$$

$$S_T(t)=\left(\frac{t+\gamma}{\gamma}\right)^{-\alpha}, \qquad t>0,\alpha>0,\beta>0 \tag{8}$$

$$h(t)=\frac{\alpha}{t+\gamma}, \qquad t>0,\alpha>0,\gamma>0 \tag{9}$$

biçimindedir.

Sıfır noktasına göre 1. momenti,

$$\mu=\frac{\gamma}{\alpha-1}, \qquad \alpha>1 \tag{10}$$

olarak elde edilir.

3. Kesilmiş Yaşam Testine Dayalı Tek Katlı Kabul Örnekleme Planı

Yaşam testine dayalı tek katlı kabul örnekleme planında, ürünün ömrüne ilişkin $H_0:\mu\geq\mu_0$ hipotezine karşı $H_1:\mu<\mu_0$ hipotezinin testinde, sonsuz büyüklüğünde düşünülen bir partiden rasgele alınan *n* birimlik örneklemdeki ürünler test edilir. Tip-I sansürleme düzeninde yapılan test, önceden belirlenen bir t_0 sonlandırma zamanında sona erer. Planın diğer bir parametresi *c* kabul sayısıdır. t_0 'dan önce *c*'den daha fazla başarısız ürün olması durumunda sıfır hipotezi reddedilir, t_0 'dan önce *c* ya da daha az başarısız ürün olması durumunda ise sıfır hipotezi kabul edilir. Özetle, bir partinin ret ya da kabulü kalite karakteristiğine ilişkin hipotezin ret ya da kabulüne eşittir. Maliyet ve zaman tasarrufu nedeniyle, kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı kabul örnekleme planında minimum örneklem büyüklüğü ile kabul sayısının belirlenmesi önemlidir. Tip-I sansürleme düzeninde, kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı kabul örnekleme planının parametreleri aşağıda verilmiştir:

1. N büyüklüğündeki bir partiden rasgele alınan örneklem büyüklüğü *n*,
2. Kabul sayısı *c*,
3. Testin sonlandırma süresi t_0,
4. Ürünün belirlenen ortalama ömrü μ_0 olmak üzere $\frac{t_0}{\mu_0}$ oranı.

Dolayısıyla tek katlı kabul örnekleme planının parametreleri $\left[n, c, \frac{t_0}{\mu_0}\right]$ ile verilir.

3.1 Kabul Örnekleme Planında Karakteristik İşlem Fonksiyonu

Bir örnekleme planın performansı, karakteristik işlem fonksiyonu (Operation Characteristic: OC) elde edilerek yorumlanır. X raslantı değişkeni örneklemdeki başarısızların sayısını göstersin. Ürünün başarısızlık olasılığı p olmak üzere OC fonksiyonu, partinin kabul olasılığı $P(p)$ ile verilir:

$$P(p) = P(X \le c) = \sum_{x=0}^{c} P(X = x) \tag{11}$$

X raslantı değişkenin olasılık dağılımı hipergeometrik dağılımıdır. Ancak binom ya da Poisson dağılımı da kullanılabilir. Parti yeteri kadar büyükse $\left(\frac{n}{N} \le 0.10\right)$ partinin kabul olasılığını hesaplamak için binom dağılımı ya da n büyük ve p küçük olduğunda binom dağılımı yerine Poisson dağılımı da kullanılabilir $[8]$. Bu çalışmada binom dağılımından yararlanılmıştır. Bu durumda,

$$P(p) = P(X \le c) = \sum_{x=0}^{c} \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}, \tag{12}$$

biçimindedir.

Eş.(12)'de $p = F(t;\mu)$, ürün kalite karakteristiği μ 'nün azalan bir fonksiyonudur. OC fonksiyonu sabit bir t süresi için p'nin azalan bir fonksiyonudur. Minimum örneklem büyüklüğü n ve kabul sayısı c'nin seçimi, OC fonksiyonunun temeline dayanır $[1]$.

3.2. Minimum Örneklem Büyüklüğü

Tüketici, kötü bir partinin kabul olasılığının belirlenen tüketici riskinden daha düşük olmasını isterken, üretici iyi bir partinin reddedilme olasılığının belirlenen üretici riskinden daha küçük olmasını ister.

$p = F_T(t_0)$, t_0 sonlandırma zamanından önce bir ürünün başarısız olması olasılığını göstersin. Minimum örneklem büyüklüğü n, kötü bir partinin kabul edilme olasılığının belirlenen tüketici riski β^* 'ı aşmayacak şekilde belirlenir:

$$\sum_{x=0}^{c} \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \le \beta^*. \tag{13}$$

Kalite kontrol analizinde, incelenen dağılımın ölçek parametresi genellikle kalite parametresi olarak adlandırılır $[5,12]$. Eş. (5) ve Eş. (10)'dan görüleceği gibi, Weibull ve Pareto dağılımlarının ortalamaları ölçek parametrelerinin bir fonksiyonudur ki, Weibull dağılımının ölçek parametresi $\beta = \frac{\mu}{\Gamma(1+\frac{1}{\alpha})}$ ve Pareto dağılımın ölçek parametresi $\gamma = \mu(\alpha - 1)$ olarak ifade edilebilir. Diğer yandan bir ürünün kalite düzeyi $\frac{\mu}{\mu_0}$ gerçek ortalama ömrün belirlenen ortalama ömre oranıdır. Ayrıca testin sonlandırma zamanı t_0, pozitif bir a sabiti ile μ_0 'ın çarpımı yani $t_0 = a\mu_0$ biçiminde düşünülebilir. Bu durumda Weibull dağılımı için başarısızlık olasılığı Eş.(2)'de, $t_0 = a\mu_0$ ve $\beta = \frac{\mu}{\Gamma(1+\frac{1}{\alpha})}$ yerine yazılıp $\frac{\mu}{\mu_0}$ 'a göre düzenlenirse,

$$p = F_T(t_o) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t_o}{\beta}\right)^{\alpha}\right] = 1 - \exp\left[-\left(\frac{a\mu_o}{\beta}\right)^{\alpha}\right] = 1 - \exp\left[-\frac{a^{\alpha}\left(\mu/\mu_o\right)^{-\alpha}}{\left[\Gamma\left(1+\frac{1}{\alpha}\right)\right]^{\alpha}}\right] \tag{14}$$

benzer şekilde Pareto dağılımı için Eş.(7)'de $t_0 = a\mu_0$ ve $\gamma = \mu(\alpha - 1)$ yerine yazılıp; $\dfrac{\mu}{\mu_0}$'a göre düzenlenirse,

$$p = F_T(t_0) = 1 - \left(\frac{t_0 + \gamma}{\gamma}\right)^{-\alpha} = 1 - \left(\frac{a\mu_0 + \mu(\alpha-1)}{\mu(\alpha-1)}\right)^{-\alpha} = 1 - \left(1 + \frac{a}{\dfrac{\mu}{\mu_0}(\alpha-1)}\right)^{-\alpha} \tag{15}$$

biçiminde elde edilir.

3.3. Örnekleme Planında Optimal Örneklem Büyüklüğü ve Kabul Sayısının Belirlenmesi

Kabul örnekleme planında üretici, kabul edilebilir bir kalite düzeyindeki partinin reddedilme olasılığının üretici riskinden küçük olmasını yani bu kalite düzeyindeki partinin kabul olasılığının 1-α^*'dan büyük olmasını ister.

Tip-I sansürleme düzeninde kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı kabul örnekleme planında hem üreticinin iyi partinin reddedilmesine, hem de tüketicinin kötü partinin kabul edilmesine karşı korunması için aşağıdaki koşulların sağlanması gerekir:

$$P(p_1) = \sum_{x=0}^{c} \binom{n}{x} p_1^{\,x}(1-p_1)^{n-x} \geq 1-\alpha^* \tag{16}$$

$$P(p_2) = \sum_{x=0}^{c} \binom{n}{x} p_2^{\,x}(1-p_2)^{n-x} \leq \beta^* \tag{17}$$

Eş. (16) ve Eş.(17)'yi aynı anda sağlayan *n* ve *c* değerleri optimal değerler olup, aşağıda verilen iteratif yöntem kullanılarak elde edilir[3,15]:

1. $\mu > \mu_0$ olacak biçimde t_0 sonlandırma süresine karşılık gelen $p_1 = F_T\left(\dfrac{t_0}{\mu_0}; \dfrac{\mu}{\mu_0} = k_1\right)$ ve $p_2 = F_T\left(\dfrac{t_0}{\mu_0}; \dfrac{\mu}{\mu_0} = k_2\right)$ olasılıkları bulunur.

Burada $\dfrac{\mu}{\mu_0} = k_1$ üretici riski altındaki orandır. p_1 üretici riskine karşılık gelen başarısızlık olasılığıdır ve kabul edilebilir kalite seviyesi (acceptable quality level -AQL) olarak adlandırılır. Belirli bir α^*'da $\dfrac{\mu}{\mu_0}$ oranı küçüldükçe, üreticinin daha güçlü bir kalite gereksinimine ihtiyacı olduğunu açıktır. $P(p_1) = \sum_{x=0}^{c} \binom{n}{x} p_1^{\,x}(1-p_1)^{n-x} \geq 1-\alpha^*$ eşitsizliğini sağlayan $p_1 = F\left(\dfrac{t_0}{\mu_0}; \dfrac{\mu_0}{\mu}\right)$ için $\dfrac{\mu}{\mu_0}$ oranı minimumdur.

$\dfrac{\mu}{\mu_0} = k_2$ oranı ise tüketici riski altındaki orandır. Tüketici partinin kabul olasılığının belirlenen bir tüketici riskinden daha düşük olmasını istediğinden genelde $k_2 = 1$ alınır. p_2 tüketici riskine karşılık gelen başarısızlık olasılığıdır ve partinin tolerans düzeyi (lot tolerance level-LTL)) olarak adlandırılır.

2. *c*=0 ile başlanır.

3. $P(p_\imath)=\sum_{x=0}^{c}\binom{n}{x}p_1^{\,x}(1-p_1)^{n-x}\geq 1-\alpha^*$ sağlayan en büyük n değeri n_{enb} bulunur.

4. $P(p_2)=\sum_{x=0}^{c}\binom{n}{x}p_2^{\,x}(1-p_2)^{n-x}\leq \beta^*$ sağlayan en küçük *n* değeri n_{enk} bulunur,

5. $n_{enk} \leq n_{enb}$ ise optimal plan parametreleri n_{enk}, c dir. Aksi durumda *c* bir artırılır.
6. 4.-5. adımlar *n* ve *c*'nin optimal değerleri elde edilinceye kadar devam eder.
n ve *c*'nin optimal değerleri bulunduktan sonra örneklem muayenesi yapılarak partinin kabul ya da reddine karar verilir. Partinin kabul edilmesi $H_0=\mu\geq\mu_0$ hipotezinin kabul edilmesidir. Bu durumda üretici ve tüketici risklerinin her biri için güvenilir bir kalite seviyesi gerçekleşmiş olur.

4. Kesilmiş Yaşam Testine Dayalı Grup Kabul Örnekleme Planı
Genelde örnekleme planında, bir test cihazına sadece tek bir ürünün konulduğu varsayılır. Ancak uygulamada aynı anda birden fazla sayıda ürünü barındıran test cihazları da kullanılabilir. Bu durumda test edilecek toplam ürün sayısı (*n*), mevcut test edicilerin sayısına göre eşit büyüklükteki gruplara bölünür. Bir test cihazındaki ürünler bir grup olarak kabul edilir ve gruptaki ürünlerin sayısı grup büyüklüğü (her gruptaki örneklem büyüklüğü) olarak adlandırılır. Bu şekilde gruplara dayanan kabul örnekleme planına grup kabul örnekleme planı denir$[2]$. Grup sayısı *g* ile ifade edilirse her bir gruptaki ürün sayısı r olmak üzere toplam örneklem büyüklüğü *n=rg*'dir. Her bir gruptaki ürünler aynı çevresel koşullarda bağımsız olarak aynı anda test edilir. Kesilmiş yaşam testlerine dayalı grup kabul örnekleme planın parametreleri aşağıda verilmiştir:
1. Grup sayısı *g*,
2. Grup büyüklüğü *r* (plan düzeni *r*=1 olduğunda tek katlı kabul örnekleme planına indirgenir).
3. Her bir grup için kabul sayısı *c*,
4. Testin sonlandırma süresi t_0,
5. Ürünün belirlenen ortalama ömrü μ_0 olmak üzere $\frac{t_0}{\mu_0}$ oranı.

Dolayısıyla grup kabul örnekleme planının parametreleri $\left[g,r,c,\frac{t_o}{\mu_0}\right]$ ile verilir.

Tüm gruplar aynı anda denemeye girer ve her gruptaki başarısızlar gözlenir. t_0 sonlandırma süresince grupların her birinde en fazla *c* başarısızlık ortaya çıkarsa parti kabul, herhangi bir grupta *c*'den fazla başarısızlık ortaya çıktığında parti reddedilir$[5,12,15,17]$.
Partinin kabul olasılığı binom dağılımından elde edilebilir:

$$P_{GKÖP}(p)=\left[\sum_{x=0}^{c}\binom{r}{x}p^x(1-p)^{r-x}\right]^g \qquad (18)$$

Eş.(18)'deki başarısızlık olasılığı $p=F_T(t_0)$, $t=a\mu_0$ olarak alındığında Weibull dağılımı için Eş.(14), Pareto dağılımı için ise Eş.(15)'te verildiği gibidir. Optimal grup sayısı *g*, her gruptaki örneklem büyüklüğü *r* ve kabul sayısı c,

$$P_{GKÖP}(p_\imath)=\left[\sum_{x=0}^{c}\binom{r}{x}p_1^{\,x}(1-p_1)^{r-x}\right]^g\geq 1-\alpha^*$$

$$P_{GKÖP}(p_2)=\left[\sum_{x=0}^{c}\binom{r}{x}p_2^{\,r}(1-p_2)^{r-x}\right]^g \le \beta^*$$
eşitsizliklerini sağlayacak biçimde bulunur.

5. Kesilmiş Yaşam Testine Dayalı Kabul Örnekleme Planı İçin Bazı Sayısal Örnekler

Bu bölümde, Dördüncü Bölüm'de anlatılan Tip-I sansürleme düzeninde kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı ve grup kabul örnekleme planlarında tüketici, üretici ve hem tüketici hem de üretici riski dikkate alınarak plan parametrelerinin nasıl hesaplanacağının daha iyi anlaşılabilmesi için bazı örnekler yer almaktadır.

Örnek 1. Belirli bir ürüne ilişkin yaşam süresinin dağılımı $T \sim Weibull(\alpha=2,\beta)$ olsun. Gerçek ortalama ömür 1000 saatten fazla olduğunda parti kabul edilsin $(H_0:\mu\ge 1000)$. Tüketici riski $\beta^*=1-P^*=0.10$, testin sonlandırma zamanı $t_0=500$ saat ve kabul sayısı $c=0$ olsun. Eş.(13)'ten yararlanarak minimum örneklem büyüklüğü *n* aşağıdaki gibi bulunur:

$\binom{n}{0}p^0(1-p)^n \le 0.10$ eşitsizliğinde,

$$p=F_T(t_o)=1-\exp\left[-\frac{a^\alpha\left(\mu/\mu_o\right)^{-\alpha}}{\left[\Gamma\left(1+\frac{1}{\alpha}\right)\right]^\alpha}\right]=1-\exp\left[-\frac{0.5^2}{\left[\Gamma\left(1+\frac{1}{2}\right)\right]^2}\right]=0.2726$$ yerine konulursa,

elde edilen $(1-0.2726)^n\le 0.10$ eşitsizlikten $n=8$ olarak elde edilir. Bu durumda tek katlı kabul örnekleme planının parametreleri $\left[n=8, c=0, \frac{t_0}{\mu_0}=0.5\right]$ olarak ifade edilir.

Örnek 2. Belirli bir ürüne ilişkin yaşam süresinin dağılımı $T \sim Weibull(\alpha=2,\beta)$ olsun. $\mu_0=1000$ saat, tüketici riski $\beta^*=1-P^*=0.10$, testin sonlandırma zamanı $t_0=1000$ saat ve gerçek ortalama ömür $\mu=7000$ saat için üretici riski $\alpha^*=0.05$ olsun. Bu durumda optimal *n* ve *c* değerleri bulunmak istensin.

$\frac{t_0}{\mu_0}=1$ ve $\frac{\mu}{\mu_0}=7$

olduğundan,

$$p_1=1-\exp\left[-\frac{a^\alpha\left(\mu/\mu_o\right)^{-\alpha}}{\left[\Gamma\left(1+\frac{1}{\alpha}\right)\right]^\alpha}\right]=1-\exp\left[-\frac{1^2(7)^{-2}}{\left[\Gamma\left(1+\frac{1}{2}\right)\right]^2}\right]=1-\exp\left[-\frac{0.0004}{(0.8862)^2}\right]=0.00051$$

elde edilir.

$\frac{t_0}{\mu_0}=1,\ \frac{\mu}{\mu_0}=1$ için,

$$p_2=1-\exp\left[-\frac{a^\alpha\left(\mu/\mu_o\right)^{-\alpha}}{\left[\Gamma\left(1+\frac{1}{\alpha}\right)\right]^\alpha}\right]=1-\exp\left[-\frac{1}{\left[\Gamma\left(1+\frac{1}{2}\right)\right]^2}\right]=1-\exp\left[-\frac{1}{(0.8862)^2}\right]=0.7201$$

bulunur.

$\alpha^*=0.05$, $\beta^*=0.10$ ve c=0 için,

$P(p_1)=\binom{n}{0}(0.00051)^0(1-0.00051)^n \geq 0.95$ olacak biçimde $n_{enb}=100$ elde edilir.

$P(p_2)=\binom{n}{0}(0.7201)^0(1-0.7201)^n \leq 0.10$ olacak biçimde $n_{enk}=2$ elde edilir.

$n_{enk} \leq n_{enb}$ olduğundan optimal plan parametreleri $n_{enk}=2, c=0$ dır. Bu durumda tek katlı kabul örnekleme planının parametreleri $\left[n=2, c=0, \frac{t_0}{\mu_0}=1\right]$ olarak ifade edilir.

Örnek 3. Belirli bir ürüne ilişkin yaşam süresinin dağılımı $T \sim Pareto(\alpha=2,\gamma)$ olsun. $\mu_0=7000$ saat, üretici riski $\alpha^*=0.05$, örneklem büyüklüğü n=12 ve kabul sayısı c=0 olarak verilsin. Testin sonlandırılacağı minimum süre bulunmak istensin.

Testin sonlandırma zamanı $t_0=a\mu_0$ olduğundan $t_0=a7000$ saattir. Üretici riski $\alpha^*=0.05$ olmak üzere partinin kabul olasılığı en az $1-\alpha^*=0.95$ olacak biçimde minimum t_0 'ın bulunması mümkündür. Örneklem büyüklüğü n=12 ve kabul sayısı c=0 için başarısızlık olasılığı;

$P(p)=\binom{12}{0}(1-p)^{12} \geq 0.95$ eşitsizliğinden $p=0.0043$ olarak elde edilir.

Eş.(14)'te verilen $F_T(t_0)$ 'da $p=0.0043$ yerine konulursa, $\frac{\mu}{\mu_0}=1$ için,

$0.0043=1-\left(1+\frac{a}{(2-1)}\right)^{-2}$ eşitliğinden $a=0.002$ olarak elde edilir.

Dolayısıyla minimum $t_0=a\mu_0=(0.002)(7000)=14$ saattir.

Bu durumda $(n=12, c=0, \frac{t_0}{\mu_0}=\frac{t_0}{7000})$ parametreli tek katlı kabul örnekleme planında $t_0=14$ saat içinde hiç başarısız ürün gözlenmez ise parti kabul edilir, aksi durumda ret edilir.

Örnek 4. Belirli bir ürüne ilişkin yaşam süresinin dağılımı $T \sim Pareto(\alpha=4,\gamma)$ olsun. $\mu_0=1000$ saat, $\frac{t_0}{\mu_0}=a=0.10$, tüketici riski $\beta^*=1-P^*=0.25$, her gruptaki örneklem büyüklüğü $r=2$ olsun. Minimum grup sayısı g bulunmak istensin.

$\frac{t_0}{\mu_0}=0.10$ için, $\frac{\mu}{\mu_0}=1$ varsayımı ile $p_0=1-\left(1+\frac{0.10}{(4-1)}\right)^{-4}=0.1229$ olur.

$\beta^*=0.25$ ve c=0 için,

$P_{GKÖP}(p_0)=\left[\binom{2}{0}(0.1229)^0(1-0.1229)^2\right]^g \leq 0.25$ eşitsizliğinden $g=6$ olarak elde edilir.

c=1 için,

$$P_{GKÖP}(p_0) = \left[\sum_{x=0}^{1} \binom{2}{x} (0.1229)^x (1-0.1229)^{2-x} \right]^g \leq 0.25 \text{ için } g = 92$$

elde edilir.
Bu durumda, minimum grup sayısı *g*=6 olup, grup kabul örnekleme planının parametreleri $\left[g = 6, r = 2, c = 0, \frac{t_o}{\mu_0} = 0.10 \right]$'dir ve bu plan parametreleri için toplam örneklem büyüklüğü $n = rg = 12$'dir.

6. Weibull ve Pareto Dağılımları İçin Optimal Plan Parametreleri

Bu bölümde Kesim 3.3'te verilen iteratif yöntem kullanılarak Weibull ve Pareto dağılımları için optimal plan parametreleri hem üretici hem de tüketici riski dikkate alınarak elde edilmiştir. Üretici riski α^*=0.01, 0.05, 0.10 için sonuçlar elde edilmiş ancak burada sadece 0.05 için elde edilen sonuçlara yer verilmiştir. Çizelge 1 ve 2'de, Weibull ve Pareto dağılımları için Tip-I sansürleme düzeninde kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı kabul örnekleme planının optimal parametreleri verilmiştir.

Çizelge 1. Tüketici riski $\alpha^* = 0.05$ olduğunda şekil parametresi $\alpha = 1, 2, 3$ olan Weibull dağılımı için optimal (n, c) değerleri.

		$Weibull(\alpha=1,\beta)$			$Weibull(\alpha=2,\beta)$			$Weibull(\alpha=3,\beta)$		
$\frac{\mu}{\mu_0}$	β^*	$a=0.5$	$a=0.6$	$a=0.7$	$a=0.5$	$a=0.6$	$a=0.7$	$a=0.5$	$a=0.6$	$a=0.7$
5	0.10	(14, 3)	(12, 3)	(11, 3)	(12, 1)	(9, 1)	(6, 1)	(13, 0)	(7, 0)	(4, 0)
	0.15	(13, 3)	(11, 3)	(10, 3)	(11, 1)	(7, 1)	(5, 1)	(10, 0)	(6, 0)	(3, 0)
	0.20	(9, 2)	(10, 3)	(9, 3)	(9, 1)	(7, 1)	(2, 0)	(9, 0)	(5, 0)	(3, 0)
6	0.10	(14, 3)	(9, 2)	(8, 2)	(12, 1)	(9, 1)	(6, 1)	(13, 0)	(7, 0)	(4, 0)
	0.15	(10, 2)	(8, 2)	(7, 2)	(5, 0)	(4, 0)	(5, 1)	(10, 0)	(6, 0)	(3, 0)
	0.20	(9, 2)	(8, 2)	(7, 2)	(5, 0)	(3, 0)	(2, 0)	(9, 0)	(5, 0)	(3, 0)
7	0.10	(11, 2)	(9, 2)	(8, 2)	(7, 0)	(5, 0)	(3, 0)	(13, 0)	(7, 0)	(4, 0)
	0.15	(10, 2)	(8, 2)	(7, 2)	(5, 0)	(4, 0)	(3, 0)	(10, 0)	(6, 0)	(3, 0)
	0.20	(9, 2)	(8, 2)	(4, 1)	(5, 0)	(3, 0)	(2, 0)	(9, 0)	(5, 0)	(3, 0)
8	0.10	(11, 2)	(9, 2)	(8, 2)	(7, 0)	(5, 0)	(3, 0)	(13, 0)	(7, 0)	(4, 0)
	0.15	(10, 2)	(8, 2)	(7, 2)	(5, 0)	(4, 0)	(3, 0)	(10, 0)	(6, 0)	(3, 0)
	0.20	(6, 1)	(5, 1)	(4, 1)	(5, 0)	(3, 0)	(2, 0)	(9, 0)	(5, 0)	(3, 0)

Bu çizelgedeki değerlerin nasıl kullanılabileceğini bir örnekle açıklayalım: Belirli bir ürüne ilişkin yaşam süresinin dağılımı $T \sim Weibull(\alpha = 1, \beta)$, $\mu = 6000$ saat ve $\mu_0 = 1000$ saat olsun. Kalite denetçisi, yaşam testini sonlandırma süresini $t_0 = 600$ saat olarak öngörsün. Üretici riski $\alpha^* = 0.05$ ve tüketici riski $\beta^* = 0.20$ alındığında, optimal *n* ve *c* değerleri Çizelge 1'den sırasıyla 8 ve 2 olarak elde edilir. Bu örnekleme planına göre, bir yığından rasgele 8 ürün seçilir ve ürünlerin kullanım ömrü test edilir. Yaşam süresi 600 saatten küçük en çok 2 ürün (başarısızlık) ile karşılaşıldığında, yaşam testi sonlandırılır ve parti kabul edilir. Diğer yandan, eğer 2'den çok başarısızlık $t_0 = 600$ saatten önce gerçekleşirse, yaşam testi sonlandırılır ve parti reddedilir. Bu örnek için, Eş.(12)'de verilen OC fonksiyonu kullanılarak partinin kabul olasılığı 0.967 olarak bulunur.

Çizelge 1'de Weibull dağılımının şekil parametresi α 'nın farklı değerleri için elde edilen *n* ve *c* değerleri incelendiğinde, α parametresi sabit tutulduğunda testin sonlandırma süresi $t_0 = a\mu_0$ artarken test edilecek ürün sayısının azaldığı görülmektedir.

Çizelge 2. Tüketici riski $\alpha^* = 0.05$ olduğunda şekil parametresi $\alpha = 10, 20, 30$ olan Pareto dağılımı için optimal (n, c) değerleri.

		$Pareto(\alpha=10,\gamma)$			$Pareto(\alpha=20,\gamma)$			$Pareto(\alpha=30,\gamma)$		
$\frac{\mu}{\mu_0}$	β^*	$a=0.5$	$a=0.6$	$a=0.7$	$a=0.5$	$a=0.6$	$a=0.7$	$a=0.5$	$a=0.6$	$a=0.7$
5	0.10	(13, 3)	(11, 3)	(10, 3)	(14, 3)	(12, 3)	(10, 3)	(14, 3)	(12, 3)	(10, 3)
	0.15	(12, 3)	(10, 3)	(9, 3)	(13, 3)	(11, 3)	(9, 3)	(13, 3)	(11, 3)	(10, 3)
	0.20	(11, 3)	(7, 2)	(6, 2)	(12, 3)	(7, 2)	(9, 3)	(12, 3)	(10, 3)	(9, 3)
6	0.10	(13, 3)	(11, 3)	(10, 3)	(14, 3)	(12, 3)	(10, 3)	(14, 3)	(12, 3)	(10, 3)
	0.15	(9, 2)	(8, 2)	(7, 2)	(10, 2)	(8, 2)	(7, 2)	(10, 2)	(8, 2)	(7, 2)
	0.20	(9, 2)	(7, 2)	(6, 2)	(9, 2)	(7, 2)	(7, 2)	(9, 2)	(8, 2)	(7, 2)
7	0.10	(10, 2)	(9, 2)	(8, 2)	(11, 2)	(9, 2)	(8, 2)	(11, 2)	(9, 2)	(8, 2)
	0.15	(9, 2)	(8, 2)	(7, 2)	(10, 2)	(8, 2)	(7, 2)	(10, 2)	(8, 2)	(7, 2)
	0.20	(9, 2)	(7, 2)	(6, 2)	(9, 2)	(7, 2)	(7, 2)	(9, 2)	(8, 2)	(7, 2)
8	0.10	(10, 2)	(9, 2)	(8, 2)	(11, 2)	(9, 2)	(8, 2)	(11, 2)	(9, 2)	(8, 2)
	0.15	(9, 2)	(8, 2)	(7, 2)	(10, 2)	(5, 1)	(7, 2)	(10, 2)	(8, 2)	(7, 2)
	0.20	(9, 2)	(7, 2)	(4, 1)	(9, 2)	(5, 1)	(4, 1)	(6, 1)	(5, 1)	(4, 1)

Çizelge 2'den yaşam süresinin Pareto dağılımına uygun olması durumunda testin sonlandırma süresi artarken test edilecek ürün sayısının azaldığı söylenebilir. Diğer yandan Çizelge 1 ve Çizelge 2 karşılaştırıldığında ürün ömrü Pareto dağılımlı olduğu bir teste göre, ürün ömrünün Weibull dağılımlı olduğu testte daha büyük sayıda örneklemin muayene edilmesi gerektiği görülmektedir.

Çizelge 3 ve 4'te, Weibull ve Pareto dağılımları için grup kabul örnekleme planının optimal parametreleri verilmiştir.

Çizelge 3. Tüketici riski $\alpha^* = 0.05$ olduğunda şekil parametresi $\alpha = 1, 2$ olan Weibull dağılımı için optimal (g, r, c) değerleri.

		$Weibull(\alpha=1,\beta)$			$Weibull(\alpha=2,\beta)$		
$\frac{\mu}{\mu_0}$	β^*	$a=0.5$	$a=0.6$	$a=0.7$	$a=0.5$	$a=0.6$	$a=0.7$
5	0.10	(37, 3, 2)	(24, 3, 2)	(17, 3, 2)	(30, 2,1)	(16, 2, 1)	(9, 2, 1)
	0.15	(30, 3, 2)	(20, 3, 2)	(14, 3, 2)	(25, 2,1)	(13, 2, 1)	(8, 2, 1)
	0.20	(26, 3, 2)	(17, 3, 2)	(12, 3, 2)	(21, 2,1)	(11, 2, 1)	(7, 2, 1)
6	0.10	(37, 3, 2)	(24, 3, 2)	(17, 3, 2)	(30, 2, 1)	(16, 2, 1)	(9, 2, 1)
	0.15	(30, 3, 2)	(20, 3, 2)	(14, 3, 2)	(25, 2, 1)	(13, 2, 1)	(8, 2, 1)
	0.20	(26, 3, 2)	(17, 3, 2)	(12, 3, 2)	(3, 2, 0)	(2, 2, 0)	(1, 2, 0)
7	0.10	(37, 3, 2)	(24, 3, 2)	(17, 3, 2)	(4, 2, 0)	(3, 2, 0)	(2, 2, 1)
	0.15	(30, 3, 2)	(20, 3, 2)	(14, 3, 2)	(3, 2, 0)	(2, 2, 0)	(2, 2, 0)
	0.20	(10, 2, 1)	(7, 2, 1)	(6, 2, 1)	(3, 2, 0)	(2, 2, 0)	(1, 2, 0)
8	0.10	(14, 2, 1)	(24, 3, 2)	(17, 3, 2)	(4, 2, 0)	(3, 2, 0)	(2, 2, 0)
	0.15	(11, 2, 1)	(8, 2, 1)	(6, 2, 1)	(3, 2, 0)	(2, 2, 0)	(2, 2, 0)
	0.20	(10, 2, 1)	(7, 2, 1)	(6, 2, 1)	(3, 2, 0)	(2, 2, 0)	(1, 2, 0)

Çizelge 4. Tüketici riski $\alpha^* = 0.05$ olduğunda şekil parametresi $\alpha = 10, 20$ olan Pareto dağılımı için optimal (g, r, c) değerleri.

		$Pareto(\alpha = 10, \gamma)$			$Pareto(\alpha = 20, \gamma)$		
$\frac{\mu}{\mu_0}$	β^*	$a = 0.5$	$a = 0.6$	$a = 0.7$	$a = 0.5$	$a = 0.6$	$a = 0.7$
5	0.10	(30, 3, 2)	(20, 3, 2)	(15, 3, 2)	(33, 3, 2)	(22, 3, 2)	(16, 3, 2)
	0.15	(25, 3, 2)	(17, 3, 2)	(12, 3, 2)	(28, 2, 2)	(18, 3, 2)	(13, 3, 2)
	0.20	(21, 3, 2)	(14, 3, 2)	(10, 3, 2)	(23, 3, 2)	(15, 3, 2)	(11, 3, 2)
6	0.10	(30, 3, 2)	(20, 3, 2)	(15, 3, 2)	(33, 3, 2)	(22, 3, 2)	(16, 3, 2)
	0.15	(25, 3, 2)	(17, 3, 2)	(12, 3, 2)	(28, 3, 2)	(18, 3, 2)	(13, 3, 2)
	0.20	(21, 3, 2)	(14, 3, 2)	(10, 3, 2)	(23, 3, 2)	(15, 3, 2)	(11, 3, 2)
7	0.10	(30, 3, 2)	(20, 3, 2)	(15, 3, 2)	(33, 3, 2)	(22, 3, 2)	(16, 3, 2)
	0.15	(25, 3, 2)	(17, 3, 2)	(12, 3, 2)	(28, 3, 2)	(18, 3, 2)	(13, 3, 2)
	0.20	(8, 2, 1)	(14, 3, 2)	(10, 3, 2)	(9, 2, 1)	(7, 2, 1)	(11, 3, 2)
8	0.10	(30, 3, 2)	(20, 3, 2)	(15, 3, 2)	(33, 3, 2)	(22, 3, 2)	(16, 3, 2)
	0.15	(10, 2, 1)	(7, 2, 1)	(6, 3, 1)	(11, 2, 1)	(8, 2, 1)	(6, 2, 1)
	0.20	(8, 2, 1)	(6, 2, 1)	(5, 3, 1)	(9, 2, 1)	(7, 2, 1)	(5, 2, 1)

Bu çizelgedeki değerlerin nasıl kullanılabileceğini bir örnekle açıklayalım: Belirli bir ürüne ilişkin yaşam süresi verilerinin dağılımı $T \sim Pareto(\alpha = 10, \gamma)$ olsun. $\frac{\mu}{\mu_0} = 6$, $a = 0.6$, $\alpha^* = 0.05$ ve $\beta^* = 0.20$ için Çizelge 4'ten optimal g, r ve c değerleri sırasıyla 14, 3 ve 2 biçiminde elde edilir. Bu durumda, ürünlerin yaşam sürelerinin dağılımının Pareto dağılımlı olduğu varsayımında bir yığından 14 test cihazının her biri için rasgele 3'er ürün seçilir ve ürünlerin kullanım ömrü test edilir. Tüm test cihazları için başarısızlık sayısı 600 saatte 2 ya da daha az ise, yaşam testi sonlandırılır ve parti kabul edilir. Herhangi bir test cihazında başarısızlık sayısı 2'den çok olduğunda ise parti reddedilir. Bu örnek için Eş.(12)'de verilen OC fonksiyonu kullanılarak her bir grup için partinin kabul olasılığı 0.826 olarak bulunur.

Çizelge 3 ve 4 birlikte incelendiğinde, Tip-I sansürleme düzeninde kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı kabul örnekleme planında elde edilen sonuçlara paralel sonuçların elde edildiği görülebilir. Ürünlerin yaşam süresi Weibull dağılımlı olduğunda, α parametresinin sabit bir değeri için testin sonlandırma süresi artarken, grup örneklem büyüklüğünün değişmediği ancak grup sayısının yani test edilecek toplam ürün sayısının azaldığı görülmektedir. Benzer şekilde Pareto dağılımlı olduğunda ise, α parametresinin sabit bir değeri için testin sonlandırma süresi artarken test edilecek toplam örneklem büyüklüğü azalmaktadır. Her iki dağılımın grup örneklem planları karşılaştırıldığında, bazı parametre değerleri için, yaşam süresi Weibull dağılımına sahip ürünlerin yaşam testinde Pareto dağılımına göre daha büyük grup sayısına gereksinim olduğu söylenebilir.

7. Sonuç

İstatistiksel kalite kontrol sürecinde zaman ve maliyet nedeniyle tüm ürünlerin muayene edilemeyeceği ya da olası olmadığı durumlarda, kabul örnekleme planlarına göre partinin kabulüne ya da reddine karar verilir. Kalite karakteristiği ürünün yaşam süresi olduğunda, kesilmiş yaşam testine dayalı kabul örnekleme planlarının elde edilmesi önemlidir. Çalışmada, ürünün yaşam süresi Weibull ya da Pareto dağılımına uyduğunda, Tip-I sansürleme düzeninde kesilmiş yaşam testine dayalı tek katlı ve grup kabul örnekleme plan parametreleri, hem üretici hem de tüketici riski dikkate alınarak elde edildi. Bu örnekleme planlarının nasıl kullanılacağına ilişkin bazı örnekler verildi.

Kaynakça

[1] Amer Ibrahim Al-Omari (2018), Acceptance sampling plans based on truncated life tests for Sushila distribution J. Math. Fund. Sci., 50(1), 72-83.
[2] Aslam, M., Kundu, D. and Ahmad, M. (2010) Time truncated acceptance sampling plans for generalized exponential distribution, Journal of Applied Statistics, 37(4), 555-566.
[3] Aslam, M. and Jun, C.H. (2013) Designing of time truncated acceptance sampling plans by using two-point approach, Electronic Journal of Applied Statistical Analysis, 6(1), pp. 18-31.
[4] Balakrishnan, N., Leiva, V. and Lopez, J. (2007) Acceptance sampling plans for truncated life tests based on the generalized Birnbaum-Saunders distribution, Communications in Statistics-Simulation and Computation, 36, 643-656.
[5] Baklizi, A (2003). Acceptance sampling based on truncated life tests in the Pareto distribution of the second kind, Advances and Applications in Statistics, 3(1), 33-48.
[6] Epstein, B. (1954) Truncated life tests in the exponential case. Annals of Mathematical Statistics, 25, 555-564.
[7] Gui, W. and Shangli Zhang, S. (2014) Acceptance sampling plans based on truncated life tests for Gompertz Distribution, Journal of Industrial Mathematics, Vol. 2014, Article ID 391728, 7 pages. https://doi.org/10.1155/2014/391728 .
[8] Loganathan, A. and Gunasekaran, M. (2017) Determination of reliability single sampling plans based on exponentiated distribution, Global and Stochastic Analysis, 4(1), 111-118.
[9] Malathi, D. and Muthulakshmi, S. (2015) Acceptance sampling plan for the truncated life tests based on Gompertz distribution using mean, International Journal of Scientific and Engineering Research, 6(8), 1828-1841.
[10] Malathi, D. and Muthulakshmi, S. (2016) Truncated life test acceptance sampling plans assuring percentile life under Gompertz distribution, IOSR-Journal of Mathematics,12(2), 27-32.
[11] Malathi, D. and Muthulakshmi, S. (2015) Acceptance sampling plan for truncated life tests based on Frechet distribution using median, International Journal of Advancement in Research and Technology, 4(8), 1-13.
[12] Mughal, A.R. and Ismail, M. (2013) An Economic Reliability Efficient Group Acceptance Sampling Plans for Family Pareto Distributions, Research Journal of Applied Sciences, Engineering and Technology 6(24), 4646-4652**.**
[13] Rosaiah, K. and Kantam, R.R.L. (2005) Acceptance sampling based on the inverse Rayleigh distribution, Economic Quality Control, 20(2), 277-286.
[14] Rao, B.S., Kumar, S.C.H. and K. Rosaiah, S. (2013) Acceptance Sampling Plans from Life Tests Based on Percentiles of Half Normal Distribution, Journal of Quality and Reliability Engineering, Article ID 302469, 1-7.
[15] Srinivasa Rao, G. (2011) A Hybrid Group Acceptance Sampling Plans For Lifetimes Based On Log-Logistic Distribution, Journal of Reliability and Statistical Studies; 4(1), 31- 40.
[16] Singh, S. and Tripathi, Y.M. (2015) Acceptance sampling plan for inverse Weibull distribution based on truncated life tests, DOI:10.13140/RG.2.1.3984.0085.
[17] Sudamani A.R. and Anburajan, P. (2012) Group Acceptance Sampling Plans using Weighted Binomial on Truncated Life Tests for Inverse Rayleigh and Log-Logistic Distributions, Journal of Mathematics, 2(3), 33-38.