KESİKLİ YAŞAM SÜRESİ MODELLERİ

DISCRETE TIME SURVIVAL MODELS

HİLAL ÖLMEZ HOSTA

DOÇ. DR. NİHAL ATA TUTKUN
Tez Danışmanı

Hacettepe Üniversitesi Lisansüstü Eğitim-Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin
İstatistik Anabilim Dalı için Öngördüğü
YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak hazırlanmıştır.

2016

HİLAL ÖLMEZ HOSTA’nın hazırladığı **“Kesikli Yaşam Süresi Modelleri”** adlı bu çalışma aşağıdaki jüri tarafından **İSTATİSTİK ANABİLİM DALI’** nda **YÜKSEK LİSANS TEZİ** olarak kabul edilmiştir.

Başkan ……………………………

Danışman ……………………………

Üye ……………………………

Bu tez Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tarafından **YÜKSEK LİSANS TEZİ** olarak onaylanmıştır.

Prof. Dr. Salih Bülent ALTEN
Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

ETİK

Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, tez yazım kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmasında;

- tez içindeki bütün bilgi ve belgeleri akademik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- görsel, işitsel ve yazılı tüm bilgi ve sonuçları bilimsel ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- başkalarının eserlerinden yararlanılması durumunda ilgili eserlere bilimsel normlara uygun olarak atıfta bulunduğumu,
- atıfta bulunduğum eserlerin tümünü kaynak gösterdiğimi,
- kullanılan verilerde herhangi bir tahrifat yapmadığımı,
- ve bu tezin herhangi bir bölümünü bu üniversite veya başka bir üniversitede başka bir tez çalışması olarak sunmadığımı

beyan ederim.

…/…/2016

HİLAL ÖLMEZ HOSTA

ÖZET

KESİKLİ YAŞAM SÜRESİ MODELLERİ

Hilal ÖLMEZ HOSTA

Yüksek Lisans, İstatistik Bölümü

Tez Danışmanı: Doç. Dr. Nihal ATA TUTKUN

Haziran 2016, 76 sayfa

Yaşam çözümlemesi kavramı çalışmaya konu olan bir birimin gözlemlenmeye başladığı andan bir sonraki olayı yaşayana kadar geçen süre ile ilgilenen istatistiksel bir araştırma yöntemidir. Fen ve sosyal bilimlerde kullanılabilen yaşam çözümlemesi, epidemiyoloji ve tıbbi bilimlerde yoğunlukla kullanılan bir araştırma yöntemidir. Yaşam çözümlemesinde klasik istatistiksel yöntemler dışında birçok istatistik yöntemler kullanılmaktadır.

Yaşam süresi modellemesi ile ilgili yapılan çalışmalarda genellikle ilgilenilen sürecin tamamen sürekli olduğu varsayılmıştır. Fakat bu varsayım çoğu yaşam süresi verilerinin yapısına uygun olmamaktadır. Bu varsayımdan dolayı yaşam süreleri yanlış ölçülmekte ve kesikli yaşam süresi verileri için güvenilir olmayan sonuçlar elde edilmektedir. Bu durumda kesikli yaşam verilerinin modellenmesi için geliştirilmiş olan kesikli yaşam süresi modellerinin kullanılması gerekmektedir.

Sürekli veriler için kullanılan sürekli yaşam modelleri, sağlık bilimlerinde yer alan uygulamalardaki verilerin yapısını yansıtabilir. Fakat kesikli zaman verilerinin en çok kullanıldığı sosyal bilimler alanında, mevcut verilerin yapısı kesikli modellere daha uygun olduğu için özellikle bu alanda kesikli yaşam süresi modellerinin kullanımı daha yaygındır.

Bu çalışmada, kesikli yaşam süresi modelleri teorik açıdan incelenmiş ve Türkiye İstatistik Kurumu’ndan alınan “Türkiye'de Kadına Yönelik Aile İçi Şiddet Araştırması, 2008” verisine uygulanmıştır. Araştırmada yer alan kadınların boşanma risklerinin incelenmesinde klasik yaşam çözümlemesinin yanı sıra kesikli yaşam süresi modelleri uygulanmış ve elde edilen sonuçlar değerlendirilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Cox regresyon, kesikli yaşam süresi modelleri, logit model, orantısız tehlikeler, tamamlayıcı log-log modeli.

ABSTRACT

DISCRETE TIME SURVIVAL MODELS

Hilal ÖLMEZ HOSTA

Master of Science, Department of Statistics

Supervisor: Assoc. Prof. Dr. Nihal ATA TUTKUN

June 2016, 76 pages

The survival analysis is a statistical research method dealed with the duration of a unit from the beginning of observation until the interested event takes place. Survival analysis which is used in the social and physical sciences, can also be used in epidemiology and medical sciences intensively. Various statistical methods differ than classical methods have been used in survival analysis.

In the studies related survival time modeling, it is usually assumed that the observed process is completely continuous. However, this assumption is not appropriate for most of the survival time data structure. Because of this assumption, survival times are measured wrongly and unreliable results are obtained for the discrete survival time datas. In this situation discrete time survival models should be used which has been developed for the modeling of discrete survival time data.

Continuous time survival models used for the time datas have represented the structure of data in the studies regarding health sciences. The usage of the discrete time survival models in the social sciences is more common since the structure of the studied data is more appropriate for the discrete models.

In this study, discrete time survival models are examined theoretically and were applied to “Research on Domestic Violence against Women in Turkey, 2008” data received from Turkish Statistical Institute. In order to examine the divorce risk of women, classical survival models as well as discrete time survival models have been used and achieved results have been evaluated.

Keywords: Cox regression, discrete time survival models, logit model, non-proportional hazards, complementary log-log model.

TEŞEKKÜR

Tezimin oluşmasında bana en büyük desteği veren, çalışmalarımda bana yol gösteren ve teşvik eden, bilgisini ve tecrübesini en iyi biçimde benimle paylaşan danışmanım Sayın Doç. Dr. Nihal ATA TUTKUN'a, hayatıma ışık tutan eğitimimin ve çalışmalarımın her anında bana koşulsuz maddi ve manevi destek olan ve her zaman yanımda olan canım annem Hatice ve babam Fazıl ÖLMEZ'e, sevgi, ilgi ve desteklerini benden hiç esirgemeyen abim Hasan, ablam Duygu ve ailemizin en küçük üyesi İpek ÖLMEZ'e ve son olarak bu zorlu süreçteki yaşantımı benimle paylaşmayı göze alan ve sevgisiyle her türlü zorluğu aşmamı sağlayan yol arkadaşım, kıymetli eşim Erkan HOSTA'ya tüm samimiyetimle teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÇİZELGELER

ŞEKİLLER

SİMGELER VE KISALTMALAR

Simgeler

μ	Ortalama
σ^2	Varyans
Γ	Gamma Fonksiyonu
δ	Durdurma Gösterge Değişkeni

Kısaltmalar

AIC	Akaike Bilgi Kriteri
BIC	Bayesci Bilgi Kriteri

1. GİRİŞ

Yaşam çözümlemesinde canlı ya da cansız bir nesnenin belirli bir başlangıç zamanı ile başarısızlığı arasında geçen zamana “yaşam süresi” ya da “başarısızlık süresi“ adı verilmektedir. Bağımlı değişken olarak ele alınan yaşam süresinin açıklayıcı değişkenler tarafından etkilenebileceği göz önünde bulundurulduğunda, regresyon modellerinin yaşam çözümlemesinde önemli bir yere sahip olduğu görülmektedir. Yaşam verilerinin modellenmesinde en çok kullanılan regresyon modelleri Cox orantılı tehlikeler modeli ve parametrik regresyon modelleridir. Bu modellerde genellikle ilgilenilen sürecin tamamen sürekli olduğu varsayılmaktadır. Ancak bu varsayım çoğu yaşam süresi verilerinin yapısına uygun olmadığından bazı çalışmalarda yaşam süreleri kesikli olmasına rağmen süreklilik varsayımının sağlanması için sürekli yapıya dönüştürülmektedir. Yaşam süresi kesikli olduğunda kesikli yaşam süresi modellerinin kullanılması daha uygun olacaktır. Bu modeller, riskin veya bir olayın gerçekleşme olasılığının modellenmesi ile ilgilenmektedir ve sürekli yaşam süresi modellerine göre bazı avantajları vardır. Kesikli yaşam süresi modelleri, kesikli zaman aralıklarında ölçülen ve özellikle klinik araştırmalarda kullanılan birçok yaşam süresi verisine daha uygun olacaktır. Bu modeler ayrıca tehlike fonksiyonunun biçiminin incelenmesine de imkan vermektedir. Sürekli yaşam süresi için kullanılan cox orantılı tehlikeler modelinde ise tehlike fonksiyonunun biçimi gözardı edilerek ilgilenilen olaya etki eden açıklayıcı değişkenler incelenmektedir. Bununla birlikte, tehlike fonksiyonu ilgilenilen olayın gerçekleşip gerçekleşmediğini, ne zaman ortaya çıkabileceğini ve olayların ortaya çıkışının zamanla nasıl değiştiğini belirttiğinden tehlike fonksiyonunun incelenmesi yaşam çözümlemesinde önemli bir yere sahiptir.

Bu çalışmanın amacı, kesikli yaşam süresi modellerini incelemek ve bir uygulama yapmaktır. Bu kapsamda ikinci bölümde yaşam çözümlemesine ait genel bilgiler verilmiş ve sürekli yaşam modelleri incelenmiştir. Üçüncü bölümde kesikli yaşam süresi ile ilgili genel bilgiler verilerek kesikli yaşam süresi modelleri anlatılmıştır. Dördüncü bölümde ise Türkiye İstatistik Kurumundan alınan “Türkiye'de Kadına Yönelik Aile İçi Şiddet Araştırması, 2008” veri kümesindeki kadınların boşanma risklerinin incelenmesinde klasik yaşam çözümlemesinin yanı sıra kesikli yaşam süresi modelleri uygulanmış ve elde edilen sonuçlar değerlendirilmiştir.

2. YAŞAM ÇÖZÜMLEMESİ

2.1. Giriş

Yaşam çözümlemesi kavramı çalışmaya konu olan bir birimin gözlemlenmeye başladığı andan ilgilenilen olayı yaşayana kadar geçen süre ile ilgilenen istatistiksel bir araştırma yöntemidir. Yaşam çözümlemesi, tıbbi ve demografik çalışmalarda incelenen ölümlülük kavramının bir karşılığı olarak ortaya çıkmıştır. Ancak kullanım alanları zaman içinde farklılaşmıştır. Günümüzde yaşam çözümlemesi bir hastalığın görülmesine kadar geçen süreden bir ekipmanın bozulmasına kadar geçen süreyi ya da deprem olana kadar geçen süreyi incelemek için mühendislik, tıp, biyoloji ve demografi gibi bilim dallarında kullanılan temel bir araştırma yöntemi olmuştur [1]. Bu yöntem, sosyolojide “olay geçmişi çözümlemesi (event history analysis)”, mühendislikte “güvenilirlik kuramı (reliability theory)” ya da “başarısızlık zamanı çözümlemesi (failure time analysis)”, ekonomide “süre çözümlemesi (duration analysis)” ya da “geçiş çözümlemesi (transition analysis)” ve sağlık alanında “yaşam çözümlemesi (survival analysis)” olarak adlandırılmaktadır [2].

İlgilenilen olayın ortaya çıkma zamanı yani başarısızlık süresi verilerine dayanan bu araştırma yönteminin kökeni yüzyıllar önce yapılan ölüm tablolarına dayanmaktadır. Ancak yaşam çözümlemesi ikinci dünya savaşına kadar bir araştırma yöntemi olarak ortaya konulamamıştır. Bu yöntem askeri malzemelerin bozulmalarına kadar geçen süreler ile ilgilenilmesiyle ortaya çıkmıştır. Geliştirilen bu yöntem savaşın sonunda ölüm verileri üzerine yapılan çalışmadan başarısızlık süresinin ilgilenildiği çalışmalara kadar pek çok alanda kullanılmaya başlanmış ve hızla yayılmıştır [3].

Yaşam çözümlemesi, hem sosyal hem de fen bilimlerde birçok farklı olayı incelemek için yararlı bir çözümleme yöntemidir. İlgilenilen olayın ortaya çıkma zamanının yani başarısızlık süresinin bağımlı değişken olarak ele alındığı bu araştırma yöntemi, 1972 yılında Cox tarafından geliştirilen regresyon modeli ile geniş bir uygulama alanına yayılmış, Cox’un önerileri [4], Kalbfleisch ve Prentice’in [5] katkıları ile bugünkü önemini kazanmıştır.

Yaşam çözümlemesinin başlıca uygulama alanları,

- Eğitim: Zorunlu eğitimin bitmesinden itibaren tam gün eğitimi bırakma zamanı, öğretmenlik mesleğini bırakma zamanı,
- Ekonomi: İşsizlik ya da çalışma süresi,

- Demografi: İlk doğum zamanı, ilk evlilik zamanı, ilk boşanma zamanı,
- Psikoloji: Uyarılara tepki süresi,
- Sağlık bilimleri: Ölüm, hastalığın nüks etmesi, ameliyat sonrası iyileşme süresi,
- Aktüerya: Sigortalı kalma süresi
- Mühendislik: Makine parçalarının bozulma süresi
- Uluslararası İlişkiler: Savaş sonrası barış süreci

biçimindedir. Yaşam çözümlemesi kullanılarak yapılan sağlık bilimlerine yönelik çalışmalarda, hava kirliliğinin ölüm [6] ve AIDS [7] hastalığı üzerine etkisi, kalp nakli bekleyen hastaların bekleme süresinin hayatta kalmaları üzerine etkisi [8] gibi çeşitli konular incelenmiştir. Bunun dışında sosyal bilimlerde örgütsel değişim çalışmasında [9], sosyal sigorta mevzuatı çalışmasında [10], siyaset bilimlerindeki çeşitli uygulamalarda [11], toplumsal hareketlerin gelişimi çalışmasında [12], iş hareketliliği [13] ve evlilik [14] çalışmalarında da yaşam çözümlemesinden yararlanılmıştır.

2.2. Yaşam Süresi ve Kullanılan Fonksiyonlar

Yaşayan bir organizmanın ya da cansız bir nesnenin belirli bir başlangıç zamanı ile başarısızlığı arasında geçen zamana "yaşam süresi" ya da "başarısızlık süresi" adı verilmektedir ve genellikle T ile gösterilmektedir. Her bir bireye ya da birime ait yaşam süresi, tanımı gereği sürekli ve pozitif bir değere sahiptir. Hastaların yaşam süreleri, bireylerin işsiz kalma süreleri ya da evli kalma süreleri yaşam/başarısızlık sürelerine örnek olarak verilebilir.

Yaşam süresi T'nin dağılımını niteleyen birçok fonksiyon vardır. T'nin olasılık yoğunluk fonksiyonu f(t) ve dağılım fonksiyonu F(t) olmak üzere sırasıyla

$$f(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t)}{\Delta t}, \quad 0 < t < \infty, \tag{2.1}$$

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(x)dx, \quad 0 < t < \infty \tag{2.2}$$

biçimindedir. F(t), T'nin belirli bir sabit sayı t'den küçük ya da t'ye eşit olması olasılığıdır. S(t), yaşam fonksiyonu olmak üzere T raslantı değişkeninin t'den daha büyük olma olasılığı olarak tanımlanmaktadır ve

$$S(t) = P(T > t) = \int_{t}^{\infty} f(x)dx, \quad 0 < t < \infty \tag{2.3}$$

biçiminde gösterilmektedir. Dağılım fonksiyonu ile yaşam fonksiyonu arasındaki ilişki,

$$S(t) = 1 - F(t) \tag{2.4}$$

ile verilmektedir. Yaşam fonksiyonu monoton azalan, soldan-sürekli bir fonksiyondur. Yaşam fonksiyonunun $t = 0$ ve $t = \infty$ için aldığı değerler $S(0) = \lim_{t \to 0} S(t) = 1$ ve $S(\infty) = \lim_{t \to \infty} S(t) = 0$ 'dır.

Tehlike fonksiyonu, t zamanına kadar yaşayan bir birimin [t, t+Δt] aralığında yaşamının sona ermesi riski olarak tanımlanmaktadır. Tehlike fonksiyonu, başarısızlık hızı (failure rate), ölümlülük gücü (force of mortality) olarak da adlandırılmaktadır. Bu tanıma göre tehlike fonksiyonu,

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t / T > t)}{\Delta t} \tag{2.5}$$

biçimindedir. Birikimli tehlike fonksiyonu ise,

$$H(t) = \int_{0}^{t} h(x)dx = -\log S(t) \tag{2.6}$$

biçiminde ifade edilmektedir. Birikimli tehlike fonksiyonu artan, sağdan sürekli ve $\lim_{t \to \infty} H(t) = \infty$ olan bir fonksiyondur [15,16].

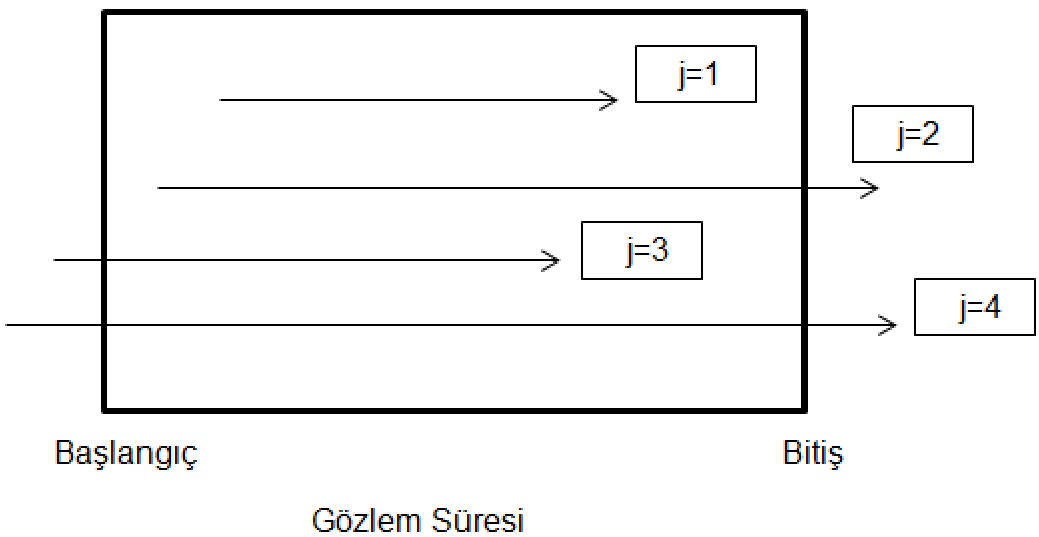
2.3. Durdurma ve Kesilme

2.3.1. Durdurma

Durdurma (censoring), yaşam çözümlemesini diğer istatistiksel yöntemlerden ayıran en önemli özelliktir. Durdurulmuş gözlem tamamlanamamış gözlem demektir ve başarısızlığın gerçekleşme zamanı hakkında kısmen bilgi vermektedir. Bunun anlamı, bir birim ya da bireyin belli bir süre boyunca gözlenmesine rağmen bu süreçte başarısızlığın meydana gelmemesidir. Bu durumda başarısızlığın gerçekleşme zamanının, gözlenen durdurma zamanını aşıp daha sonraki bir zamanda meydana geldiği bilinmektedir. Örneğin tıbbi bir çalışmada gözlem altına alınan hastaların bazıları deney sonunda hala yaşamlarını sürdürüyor olabilir ya da bir endüstriyel güvenilirlik çalışmasında, deneye tabi tutulan birimlerden bazıları, deney sona erdiği zaman bozulmamış olabilir. Ayrıca gözlem altındaki bir birim bazı nedenlerden dolayı gözlemden çıkabilir. Eğer başarısızlık zamanı, bu gibi nedenlerden dolayı tamamlanmamış ise durdurulmuş (censored) gözlem söz konusudur.

$T_1^*, T_2^*, ..., T_n^*$ birbirinden bağımsız ve aynı dağılımlı olmak üzere yaşam sürelerini göstersin ve yaşam sürelerine ait dağılım fonksiyonu ise F ile gösterilsin. $C_1, C_2, ..., C_n$ birbirinden bağımsız ve aynı dağılımlı olmak üzere durdurma zamanlarını göstersin ve G'de durdurma zamanlarına ait dağılım fonksiyonu olsun. F ve G'nin sürekli olduğu varsayımı altında f ve g sırasıyla F ve G'ye ait olasılık yoğunluk fonksiyonlarını göstermektedir. Gözlenen veri $(T_1, \Delta_1), (T_2, \Delta_2), ..., (T_n, \Delta_n)$ biçiminde gösterilmektedir. Bu gösterimde $T_i = \min\{T_i^*, C_i\}$ olmak üzere;

$$\Delta_i = \begin{cases} 1, T_i^* \leq C_{i,} \; T_i \text{ ise gözlem durdurulmamıştır.} \\ 0, T_i^* \geq C_i, \; T_i \text{ ise gözlem durdurulmuştur.} \end{cases}$$



Şekil 2.1. Durdurma

Şekil 2.1'de durdurma kavramı gösterilmiştir. Burada j indisi (j=1,2,..) olayların meydana geldiği zamanı ifade etmektedir.

- j=1: gözlem bilenen başlangıç ve bitiş zamanına sahiptir.
- j=2: gözlem, gözlem süresi dışında gerçekleşen bitiş zamanına sahiptir (sağdan durdurulmuş gözlem).
- j=3: gözlem, gözlem süresinin dışında gerçekleşen başlangıç zamanına sahiptir (soldan kesilmiş gözlem).
- j=4: gözlem, gözlem süresinin dışında gerçekleşen başlangıç ve bitiş zamanına sahipir.

Durdurma klinik araştırmalar başta olmak üzere, birçok araştırmada karşılaşılan bir durumdur. Bireyler ya da birimler araştırmaya farklı zamanlarda dahil olmuş olabilir. Bu bireylere ya da birimlere ait başarısızlık zamanı gözlemlenirken, durdurma farklı biçimlerde meydana gelebilir:

- İzlem dışı (Loss to follow-up): Bireyin/birimin çalışma sürecinde bir daha gözlenmemesi durumuna denir.
- Ayrılma (Drop out): Bireyin/birimin çalışmadan çekilmesi durumuna denir.
- Çalışmanın sonlandırılması (Termination of Study): Çalışma belirlenen sonlanma tarihinden önce bitirilebilir. Bu tür durdurmaya yönetimsel (administrative censoring) durdurma da denir.
- Yarışan tehlikeler (Competing risks): İlgilenilen olaya ait başarısızlık gözlenememe durumudur. Bu süreç içinde birey/birim başka bir olaydan ötürü başarısız olmuştur. Örneğin, hasta bir kişinin hastalığından dolayı değil de trafik kazası geçirerek hayatını kaybetmesi.

Durdurma türleri ise aşağıda verilmiştir [17]:

- Sağdan durdurulmış (Right censored): Bir gözlemin kesin başarısızlık zamanı bilinmiyor fakat sadece belirli bir zaman olan C'ye eşit ya da C'den büyük olduğu biliniyorsa, gözleme C'de sağdan durdurulmuş gözlem denir. Farklı durdurma türleri olmakla birlikte uygulamada en çok sağdan-durdurma ile karşılaşılmaktadır. Sağdan durdurulmuş gözlemlerin dışarıda tutulması yanlılığa neden olur ve örneklem büyüklüğünü önemli ölçüde azaltabilir.

- Soldan durdurulmuş (Left censored): Benzer olarak, gözlemin başarısızlık zamanının C'ye eşit ya da C'den küçük olduğu biliniyorsa, gözleme C'de soldan durdurulmuş gözlem denir.
- Aralıklı durdurulmuş (Interval censored): Gözlemin başarısızlık zamanı belli bir aralıkta gerçekleşiyorsa ve başarısızlığın bu aralıktaki olasılığı biliniyorsa, bu durum aralıklı durdurulma olarak ifade edilmektedir.
- Zamansal durdurma (Time censoring): Önceden belirlenen belirli bir zamanda çalışmanın sona erdirildiği bir durdurma zamansal durdurma olarak adlandırılmaktadır.
- Sayısal durdurma (Failure censoring): Önceden belirlenen belirli bir sayıda başarısızlık olduğu anda çalışma sona erdiriliyorsa bu durum sayısal durdurma olarak ifade edilmektedir.
- Rasgele durdurma (Random censoring): Durdurma zamanları rasgele belirlenirse rasgele durdurma söz konusu olur. Örneğin, bir deneyde birimler beklenmedik nedenlerle tahrip olursa, planlanmamış bu zamanlar rasgele durdurma zamanları olarak kabul edilebilir. Basit bir rasgele durdurma sürecinde herbir bireyin T başarısızlık zamanı ve C durdurma zamanına sahip olduğu varsayılır. Bu durumda T ve C bağımsız, sürekli raslantı değişkenleridir.

2.3.2. Kesilme

Durdurmanın yanı sıra kesilme (truncation) de bir diğer önemli yaşam çözümlemesi özelliğidir. Durdurma, orijinal başarısızlık zamanları ve durdurma zamanlarının bir haritalandırılması iken; kesilme gözlemlerin dağılımlarına etkide bulunur ve dağılım fonksiyonuna koşul getirmektedir. Uygulamalarda en çok karşılaşılan kesilme tipi soldan kesilmiş gözlemlerdir. Kesilme zamanlarının rasgele olmama varsayımı altında incelemeler yapılabilir. Rasgele olmayan soldan kesilme, birimler sadece çalışmanın asıl başlangıç noktasından sonraki bilinen bir zamanda gözlemlendiğinde ortaya çıkmaktadır. Bu kesilme zamanından önce başarısız olan birimlerin kaydedilememesi anlamına gelir. Bu, sayısı bilinmeyen ve gözlem başlamadan önce başarısızlıkla karşılaşan birimlerin çalışma kümesinde kayıp gözlem olduğu anlamına gelmektedir [17,18].

Kesilmiş bir verinin dağılım fonksiyonu, (T^{+},Δ^{+}) sırasıyla başarısızlık süresi ve durdurma gösterge değişkeni olmak üzere $T > t^{+}$ (t^{+} bilinirken) koşulu altında orijinal verinin dağılım fonksiyonundan aşağıdaki biçimde elde edilebilir:

$$P(T > t, \Delta = \delta \setminus T > t^{+}) = \frac{P(T > t, \Delta = \delta)}{P(T > t^{+})} = \frac{P(T > t, \Delta = \delta)}{(1 - F(t^{+}))(1 - G(t^{+}))} \tag{2.7}$$

Benzer biçimde soldan-kesilmiş ve sağdan durdurulmuş gözlemler için olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki biçiminde verilebilir:

$$f(t,\delta,t^{+}) = \frac{(f(t)(1-G(t)))^{\delta}(g(t)(1-F(t)))^{1-\delta}}{(1-F(t^{+}))(1-G(t^{+}))}. \tag{2.8}$$

Kesilme, yaşam çözümlemesinde kullanılan dağılımlarda önemli bir değişikliğe neden olur. Yaşam fonksiyonu ve olasılık yoğunluk fonksiyonu $(T > t^{+})$ koşulu altında değişirken, tehlike fonksiyonunda herhangi bir değişim olmaz. Bunun nedeni ise tehlike fonksiyonunun yaşam süresi "t" üzerinden koşullu olmasıdır. Dolayısıyla t'den daha küçük olan yaşam süreleri üzerinden koşullandırmak bir değişikliğe neden olmamaktadır [17].

2.3.3. Durdurulmuş ve Kesilmiş Veriler için Olabilirlik Fonksiyonu

Yaşam çözümlemesi çalışmalarında, olabilirlik fonksiyonları oluşturulurken durdurma ve kesilme dikkate alınmalıdır. Yaşam süreleri ve durdurma sürelerinin bağımsız olduğu varsayımı vardır. Eğer bağımsız değillerse bazı farklı yöntemlerden yararlanılır. Başarısızlık zamanına karşılık gelen gözlem, olasılık yoğunluk fonksiyonunda T anında gerçekleşen başarısızlığın olasılığı hakkında bilgi vermektedir. Sağdan-durdurulmuş gözlem için başarısızlık zamanının durdurma zamanından büyük olduğu bilinmektedir ve bilgi yaşam fonksiyonunun çalışma sürecinde değerlendirilmesinde elde edilir. Benzer biçimde soldan-durdurulmuş gözlem için başarısızlığın daha önceden gerçekleştiği bilimektedir ve olabilirliğe katkısına ilişkin bilgi dağılım fonksiyonunun çalışma sürecinde değerlendirilmesiyle elde edilir. Aralıklı durdurulmuş veri için başarısızlığın belli bir aralıkta meydana geldiği ve başarısızlığın bu aralıkta gerçekleşmesi olasılığı bilinmektedir. Olabilirlik fonksiyonlarını elde etmede gerekli olan bileşenler aşağıda verilmektedir:

f(t): Yaşam süreleri,

$S(C_r)$: Sağdan-durdurulmuş gözlem,

$1-S(C_l)$: Soldan-durdurulmuş gözlem,

$f(t)\backslash S(t^+)$: Soldan-kesilmiş gözlem (t^+:Kesilme zamanları),

$f(t^+)\backslash[1-S(t^+)]$: Sağdan-kesilmiş gözlem (t^+:Kesilme zamanları),

$[S(L_i)-S(R_i)]$: Aralıklı-durdurulmuş gözlem.

Olabilirlik fonksiyonu,

$$L \propto \prod_{i\in D} f(t_i) \prod_{i\in R} S(C_r) \prod_{i\in L} (1-S(C_l)) \prod_{i\in I} [S(L_i)-S(R_i)] \quad (2.9)$$

biçimindedir. Burada: D, Başarısızlık sürelerinin kümesini; R:Sağdan-kesilmiş gözlemlerin kümesini; L:Soldan-kesilmiş gözlemlerin kümesini; I:Aralıklı-durdurulmuş gözlemlerin kümesini göstermektedir. $f(t_i)$ yerine $f(t_i)\backslash S(t_i^+)$ ve $S(C)$ yerine $S(C)\backslash S(t_i^+)$ yazılırsa, Eşitlik (2.9) sağdan-kesilmiş gözlemler için;

$$L \propto \prod_{i} f(t_i^+) \big| [1-S(t_i^+)] \quad (2.10)$$

biçimine dönüşür [17,19].

2.4. Yaşam Çözümlemesinde Kullanılan Bazı Dağılımlar

Yaşam süresini etkileyen faktörler yarı parametrik ya da parametrik regresyon modelleri kullanılarak incelenebilmektedir. Yaşam çözümlemesinde kullanılan regresyon modellerinin diğer istatistiksel modellerden temel farkı durdurulmuş veri içermesidir. Üstel ve Weibull dağılımları yaşam süresi ile ilgili çalışmalarda sıklıkla kullanılmaktadır. Bu dağılımların dışında log-lojistik, log-normal, gamma, Gompertz, Rayleigh, Pareto, Burr, sıfırda soldan kesilmiş normal dağılım gibi dağılımlar da kullanılmaktadır [19]. Yaşam çözümlemesinde kullanılan üstel ve Weibull dağılımları Altbölüm 2.4.1 ve 2.4.2'de ele alınmıştır.

2.4.1. Üstel dağılım

Yaşam çözümlemesinde kullanılan en basit ve en önemli dağılım üstel dağılımdır. 1940'lı yılların sonunda araştırmacılar elektronik sistemlerin yaşam örüntülerini açıklayabilmek için üstel dağılım kullanmaya başlamışlardır.

Yaşam süresi, λ parametresi ile üstel dağılıma sahip ise, olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$f(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t \geq 0, \lambda > 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases}.$$

Üstel dağılımda tehlike fonksiyonu sabittir, yani zamandan bağımsızdır. Sabit tehlike fonksiyonu,

$$h(t) = \lambda$$

biçimindedir. Yaşam fonksiyonu ise,

$$S(t) = e^{-\lambda t}$$

olarak elde edilir [17,19].

2.4.2. Weibull dağılımı

Weibull dağılımı üstel dağılımdan farklı olarak sabit tehlike fonksiyonuna sahip olmadığından daha geniş uygulama alanına sahiptir. Dağılım Weibull (1939) tarafından önerilmiş ve çeşitli başarısızlık durumlarına uygulanabilirliği Weibull'un (1951) çalışmasında ele alınmıştır. Weibull dağılımı, güvenilirlik ve yaşam çözümlemesi çalışmalarında kullanılmaktadır.

Weibull dağılımı biçim (γ) ve ölçek (λ) parametreleri ile tanımlanmaktadır. γ = 1 iken tehlike fonksiyonu zaman arttıkça sabit kalmaktadır. Tehlike fonksiyonu, $\gamma > 1$ iken artar ve $\gamma < 1$ iken azalır. Weibull dağılımı, kitlenin yaşam dağılımını artan, azalan ya da sabit risk ile modellemek için kullanılabilir. Akciğer kanseri hastaları artan tehlike fonksiyonuna, başarılı ve büyük bir ameliyat geçiren hastalar ise azalan tehlike fonksiyonuna sahip durumlara örnek olarak verilebilir.

Dağılımın olasılık yoğunluk, yaşam ve tehlike fonksiyonları sırasıyla aşağıda verilmiştir:

$$f(t) = \lambda\gamma(\lambda t)^{\gamma-1} e^{-(\lambda t)^{\gamma}}, \quad t \geq 0, \ \gamma, \ \lambda > 0 \ ,$$

$$S(t) = \exp\left[-(\lambda t)^{\gamma}\right],$$

$$h(t) = \lambda\gamma(\lambda t)^{\gamma-1}$$

[17,19].

2.5. Yaşam Modelleri

Yaşam çözümlemesinde, klasik istatistiksel modellerin kullanılmamasının nedenlerinden biri durdurma, diğeri ise zamana bağlı açıklayıcı değişkenlerdir. Bu özellikleri de dikkate alan modeller alt bölümlerde incelenmiştir.

2.5.1. Cox Orantılı Tehlikeler Modeli

Yaşam çözümlemesinde başarısızlık ya da ölüm zamanının istatistiksel olarak değerlendirilmesine ilişkin çalışmalar yaşam tabloları ile başlamıştır. Bu çalışmalar daha sonra geliştirilerek başarısızlık modeli ya da tehlike modeli olarak adlandırılmıştır.

2.5.1.1. Model Yapısı

Yaşam verisinin çözümlenmesinde modelleme sürecinin amacı, tehlike fonksiyonunu etkileyen açıklayıcı değişkenleri belirlemek ve birime ait tehlike fonksiyonunu elde etmektir. Yaşam çözümlemesinde, klasik istatistiksel modellerin kullanılmamasının nedenlerinden biri durdurma, diğeri ise zamana bağlı açıklayıcı değişkenlerdir. Bu özellikleri de dikkate alan ve yaşam çözümlemesinde sıkça kullanılan modellerden biri, yaşam süresi üzerinde etkili olan faktörlerin belirlenmesinde kullanılan orantılı tehlikeler modelidir. Cox [1] tarafından önerildiğinden Cox orantılı tehlikeler modeli olarak da adlandırılmaktadır. Model, orantılı tehlikeler varsayımına dayanmasına rağmen, yaşam süreleri için olasılık dağılımının belirli bir biçimi yoktur. Bu nedenle, Cox orantılı tehlikeler modeli yarı parametrik bir model olarak nitelendirilmektedir.

$X_1, X_2, ..., X_p$ p tane açıklayıcı değişken ve $x_1, x_2, ..., x_p$ bu değişkenlerin aldığı değerler olsun. Cox orantılı tehlikeler modelinde açıklayıcı değişkenlerin değerlerinin kümesi **x** vektörü ile, $\mathbf{x} = (x_1, x_2, ..., x_p)$ gösterilsin. $h_0(t)$ temel tehlike fonksiyonu olmak üzere, i. birey için Cox orantılı tehlikeler modeli,

$$h_i(t) = h_0(t)\exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + ... + \beta_p x_{pi}) \quad (2.11)$$

biçimindedir [4].

r tanesi ayrık ölüm zamanlarına ve $n-r$ tanesi sağdan durdurulmuş yaşam sürelerine sahip n tane birey olsun. Her bir ölüm zamanında bir bireyin öldüğü ve de hiçbir eş zamanlı gözlem olmadığı varsayılsın. $t_{(j)}$, j. sıralı ölüm zamanı olmak üzere r tane sıralı ölüm zamanı $t_{(1)} < t_{(2)} < \ldots < t_{(r)}$ biçiminde gösterilsin. $t_{(j)}$ zamanında riskte olan bireylerin kümesi $R(t_{(j)})$ ile gösterilsin, böylece $R(t_{(j)})$, $t_{(j)}$ zamanından hemen önce yaşayan ve durdurulmamış olan bireylerin kümesi olur. $R(t_{(j)})$ "risk kümesi" olarak da adlandırılmaktadır. Bu durumda Cox orantılı tehlikeler modeli için olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi verilmektedir:

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^{r} \frac{\exp(\beta' x_{(j)})}{\sum_{\ell \in R(t_{(j)})} \exp(\beta' x_{\ell})} . \qquad (2.12)$$

Burada $\mathbf{x}_{(j)}$, j. sıralı ölüm zamanı $t_{(j)}$'de ölen bireyler için açıklayıcı değişkenler vektörüdür. Olabilirlik fonksiyonunun paydasındaki toplam, $t_{(j)}$ zamanında riskte olan bireyler üzerinden $\exp(\beta'\mathbf{x})$ değerlerinin toplamıdır. Olabilirlik fonksiyonunda kullanılan çarpım işlemi ölüm zamanları kaydedilen bireyler üzerinden yapılmaktadır. Yaşam süreleri durdurulmuş olan bireyler, olabilirlik fonksiyonunun payında yer almaz, fakat durdurma zamanından önce ortaya çıkan ölüm zamanlarındaki risk kümeleri üzerinden toplama girer. Olabilirlik fonksiyonunun iki temel özelliği vardır; bilinmeyen büyüklük $h_0(t)$'nin yok edilmesi ve durdurulmuş yaşam sürelerinden etkilenmemesidir [4,17].

Veri kümesinin, $t_1, t_2, \ldots, t_n$ olmak üzere n tane gözlemlenen yaşam süresi içerdiği düşünülsün. δ_i ise gösterge değişken olsun. Gösterge değişken, $i = 1, 2, \ldots, n$ olmak üzere i. yaşam süresi (t_i) sağdan durdurulmuş ise 0, diğer durumda ise 1 değerini alır. $R(t_i)$, t_i zamanındaki risk kümesi olmak üzere Eşitlik 2.12.'deki olabilirlik fonksiyonu,

$$\prod_{i=1}^{n} \left[\frac{\exp(\beta'\mathbf{x}_i)}{\sum_{\ell \in R(t_i)} \exp(\beta'\mathbf{x}_{\ell})} \right]^{\delta_i}$$

biçiminde de ifade edilir. Buna karşılık gelen log-olabilirlik fonksiyonu ise aşağıdaki gibi verilmektedir:

$$\log L(\beta) = \sum_{i=1}^{n} \delta_i \left\{ \beta' \mathbf{x}_i - \log \sum_{\ell \in R(t_i)} \exp(\beta' \mathbf{x}_\ell) \right\}. \tag{2.13}$$

Cox orantılı tehlikeler modelinde, β parametrelerinin en çok olabilirlik tahminleri Newton-Raphson tekniği gibi sayısal yöntemler kullanılarak log-olabilirlik fonksiyonunun en büyüklenmesi ile bulunmaktadır [4].

n tane gözlem ve p tane bilinmeyen parametre olsun. Olabilirlik fonksiyonu ise $L(\beta)$ ile gösterilsin. p tane bilinmeyen parametrenin en çok olabilirlik tahmini $L(\beta)$'yı en büyükleyen $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, ..., \hat{\beta}_p$ değerleridir. Bu durumda parametre tahminleri,

$$\left. \frac{d \log L(\beta)}{d\beta_j} \right|_{\hat{\beta}} = 0, \quad j = 1, 2, ..., p$$

olmak üzere p tane denklem aynı anda çözülerek elde edilir. $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, ..., \hat{\beta}_p$'lerden oluşan vektör $\hat{\beta}$ ile gösterilir ve buna göre en büyüklenmiş olabilirlik fonksiyonu $L(\hat{\beta})$ olur. β_j için etkili skor ise,

$$u(\beta_j) = \frac{d \log L(\beta)}{d\beta_j}$$

biçimindedir ve bu nicelikler $\mathbf{u}(\beta)$ ile gösterilen etkili skorların p bileşenli vektörünü oluşturur. En çok olabilirlik tahminlerinin vektörü,

$$\mathbf{u}(\hat{\beta}) = \mathbf{0}$$

biçimindedir ve burada **0**, sıfırlardan oluşan $p \times 1$ boyutlu bir vektördür.

Gözlenen bilgi matrisi $\mathbf{I}(\beta)$ ile gösterilir ve log-olabilirlik fonksiyonunun ikinci türevinin negatifinin pxp matrisidir. $\mathbf{I}(\beta)$'nin (j,k)'ıncı elemanı, $-\dfrac{\partial^2 \log L(\beta)}{\partial\beta_j \partial\beta_k}$ biçimindedir. En çok olabilirlik tahmin edicilerinin varyans-kovaryans matrisi ise $V(\hat{\beta})$ ile gösterilir ve

$$V(\hat{\beta}) \approx \mathbf{I}^{-1}(\hat{\beta})$$

biçiminde verilmektedir. $j = 1, 2, ..., p$ olmak üzere bu matrisin (j, j). elemanının kareökü $\hat{\beta}_j$'nin standart hatası olarak tanımlanmaktadır.

Olabilirlik oranı test istatistiğinin değeri,

$$2\{\log L(\hat{\beta}) - \log L(0)\}$$

biçimindedir. Wald testi,

$$\hat{\beta}'\mathbf{I}(\hat{\beta})\hat{\beta}$$

ile verilmektedir. Skor testi istatistiği $\mathbf{u}'(0)\mathrm{I}^{-1}(0)\mathbf{u}(0)$ biçimdedir. Bu istatistiklerin her biri $\beta = 0$ yokluk hipotezi altında bir serbestlik dereceli ki-kare dağılımı göstermektedir [20] [21]. Parametrelerin en çok olabilirlik tahminleri için genellikle Newton-Raphson yöntemi kullanılmaktadır.

β parametresi için α yanılma düzeyinde güven aralığı $\hat{\beta} \pm z_{\alpha/2} sh(\hat{\beta})$ biçiminde tanımlanmaktadır. Burada $\hat{\beta}$, β'nın tahminidir. β parametresi için $\%100(1-\alpha)$ güven aralığı sıfırı içermemesi, β'nın sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir. $\beta = 0$ yokluk hipotezi, $\hat{\beta} / sh(\hat{\beta})$ istatistiğinin değeri hesaplanarak test edilir. Bu istatistiğin karesi, bir serbestlik dereceli ki-kare dağılımı göstermektedir [15,17,21].

2.5.1.2. Orantılı Tehlikeler Varsayımı

Cox orantılı tehlikeler modelinin kullanılabilmesi için tehlike fonksiyonlarının orantılı olması gerektiğinden açıklayıcı değişkenlerin orantılı tehlikeler varsayımını sağlamaları önemlidir [22]. Yaşam çözümlemesinde tehlike oranı, ilgilenilen olayın riski ya da tehlike üzerinde açıklayıcı değişkenin etkisi olarak tanımlanmaktadır. İki gruba ait açıklayıcı değişkenler vektörü $\mathbf{x} = (x_1, x_2, ..., x_p)$ ve $\mathbf{x}^* = (x_1^*, x_2^*, ..., x_p^*)$ olmak üzere tehlike oranı,

$$\hat{\theta} = \frac{\hat{h}_0(t)\exp\left(\sum_{j=1}^{p}\hat{\beta}_j x_j^*\right)}{\hat{h}_0(t)\exp\left(\sum_{j=1}^{p}\hat{\beta}_j x_j\right)} = \frac{\exp \sum_{j=1}^{p}\hat{\beta}_j x_j^*}{\exp \sum_{j=1}^{p}\hat{\beta}_j x_j} = \exp\left(\sum_{j=1}^{p}\hat{\beta}_j\left(x_j^* - x_j\right)\right) \tag{2.14}$$

biçiminde elde edilir [19]. β parametresi tehlike oranının doğal logaritmasıdır.

Eşitlik 2.14'de görüldüğü gibi tehlike oranı t'yi içermez. Bir başka deyişle, x* ve x için değerler belirlendiğinde, tehlike oranı tahmini için üstel ifadenin değeri sabittir yani zamana bağlı değildir. Bu sabit θ ile gösterilirse, tehlike oranı Eşitlik 2.15'de verildiği biçimde yazılabilir:

$$\hat{\theta} = \frac{\hat{h}(t,x^*)}{\hat{h}(t,x)} \qquad (2.15)$$

Eşitlik 2.15 orantılı tehlikeler varsayımının matematiksel bir ifadesidir. Orantılı tehlike varsayımının bir diğer matematiksel gösterim ifadesi; $\hat{\theta}\hat{h}(t,x) = \hat{h}(t,x^*)$ şeklindedir. Burada, $\hat{\theta}$ orantılılık sabiti (proportionality constant) olarak adlandırılır ve zamandan bağımsızdır [4,17,23].

Orantılı tehlikeler varsayımı, tehlike oranının zamana karşı sabit olması ya da bir grubun tehlike fonksiyonunun diğer grubun tehlike fonksiyonuna orantılı olması anlamına gelmektedir [21]. Ancak özellikle uzun süreli yaşam verileri incelendiğinde, tehlike oranının zamanla değiştiği, sabit olmadığı görülmektedir. Bu durumda da orantısız tehlikeler açığa çıkmaktadır.

Orantılı tehlikeler varsayımı sayısal ya da grafiksel yöntemler kullanılarak incelenmektedir. En çok bilinen sayısal yöntemler, modele zamana bağlı değişkenlerin eklenmesi [24], Schoenfeld artıkları ile yaşam süresinin rankı arasındaki korelasyon testi Schoenfeld [25], Harrell [26], Gill veSchmacher [27], Grambsch ve Therneau [28], Quantin [29], Ng'andu [30], Song ve Lee [31] tarafından yapılan çalışmalardır. Orantılı tehlikeler varsayımını incelemek için en çok kullanılan grafiksel yöntemler ise, log(-log) yaşam eğrileri, Cox orantılı tehlikeler modeline ve her bir grup için Kaplan-Meier tahminlerine dayanan yaşam eğrilerinin çizimi (gözlenen ve beklenen yaşam eğrileri), birikimli tehlike fonksiyonu tahminlerinin başarısızlık sayısına karşı çizimi (Arjas [32] grafikleri olarak da adlandırılır), farklı gruplar için, birikimli temel tehlike fonksiyonlarının çizimi (Andersen [33] çizimi olarak da adlandırılmaktadır), ölçeklendirilmiş Schoenfeld artıklarının zamana karşı düzleştirilmiş çizimleri biçiminde sıralanabilir [21,22].

Kullanılan grafiksel ya da sayısal yöntemlerden hangisinin diğerlerine göre daha iyi olduğuna dair kesin bir sonuç verilememiştir. Persson [22] çalışmasında farklı tehlike fonksiyonlarının biçimleri (artan, azalan, çakışan, ıraksak ve monoton olmayan tehlike), örneklem büyüklükleri ve durdurma oranları için literatürde yer alan yöntemleri bir benzetim çalışması ile karşılaştırmıştır. Bu çalışmasında; Cox tarafından önerilen zamana bağlı açıklayıcı değişken testi ve Grambsch ve Therneau [18] tarafından önerilen ağırlıklandırılmış Schoenfeld artık skor testinin orantısız tehlikeleri belirlemede en uygun yöntem olduğu sonucuna ulaşmıştır. Düşük durdurma oranları için Quantin [29]'in önerdiği yöntemin iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Harrell [26] ve Gill ve Schmacher [27] tarafından önerilen yöntemlerin ise diğer testlerin başarısız olduğu durumlarda daha iyi olduğu gözlemlenmiştir [23].

Bağımlı değişken olan yaşam süresi üzerinde açıklayıcı değişkenlerin etkilerinin araştırıldığı regresyon modelleri yaşam çözümlemesinde önemli bir yere sahiptir.

Cox orantılı tehlikeler modelinin temel varsayımı orantılı tehlikeler varsayımının sağlanmaması durumunda klasik Cox orantılı tehlikeler modelinin kullanılması uygun olmamaktadır. Orantısız tehlikeler içeren yaşam verisinin modellenebilmesi için önerilen farklı yaklaşımlar vardır. Bu yaklaşımlar aşağıda verilmiştir:

- Orantısızlığa neden olan değişkenlerle tabakalandırma yapmak (Tabakalandırılmış Cox regresyon modeli)

- Orantısızlığı zamana bağlı açıklayıcı değişkenlerle modellemek (Genişletilmiş Cox regresyon modeli)

- Farklı modeller kullanmak (Hızlandırılmış başarısızlık zamanı modeli ya da toplamsal tehlike modeli) [17, 26,34].

2.5.1.3. Cox orantılı tehlikeler modelinde model seçim kriterleri

Yaşam modellerinde yaşam verisi için en uygun olan modele karar verebilmek için Akaike bilgi kriteri (AIC) ya da Bayesci bilgi kriteri (BIC) kullanılmaktadır. p, bilinmeyen parametrelerin sayısını, n toplam gözlem sayısını ve L modelin olabilirlik fonksiyonunu göstermek üzere

$$AIC = \ \ 2\log L + 2p$$

ve

$$BIC = \quad 2\log L + p\ln(n)$$

biçimindedir [17].

3. KESİKLİ YAŞAM SÜRESİ MODELLERİ

3.1. Giriş

Yaşam süresi modellemesi ile ilgili yapılan çalışmalarda genellikle ilgilenilen sürecin tamamen sürekli olduğu varsayılmıştır. Fakat bu varsayım çoğu yaşam süresi verilerin yapısına uygun olmamaktadır. Bu varsayımdan dolayı yaşam süreleri yanlış ölçülmekte ve kesikli yaşam süresi verileri için güvenilir olmayan sonuçlar elde edilmektedir.

Kesikli yaşam süresi verileri iki farklı şekilde gözlemlenebilmektedir:

1. Birinci durum, yaşam sürelerinin ay ya da yıl gibi kesikli zaman aralıkları biçiminde gruplanabildiği durumdur. Bu durumda dönem uzunlukları pozitif tam sayılar ile özetlenebilir ve böylece geçiş sürecindeki (transition process) gözlemler sürekli değil kesikli olmuş olurlar. Yani ilgilenilen geçiş süreci aslında sürekli zamanda meydana gelmiş olsa da, veriler sürekli yapıda gözlemlenemezler. Veri kümesinde eş zamanlı (bağlı) gözlemlerin olması durumunda şüphelenilmesi gereken bu durum "aralıklı durdurma" olarak adlandırılmaktır. Fakat bazı sürekli yaşam modelleri, geçişlerin (transition) yalnızca farklı zamanlarda meydana gelebileceğini varsaymaktadır. Bu nedenle veri kümesinde aynı yaşam süresine sahip kişiler varsa, eş zamanlılığın gerçek olup olmadığı ya da bu bağların yalnızca yaşam sürelerinin gözlemlendiği aşamada gruplandırılmasından mı kaynaklanmış olduğu sorgulanabilir.
2. Kesikli yaşam sürelerinin gözlemlenebildiği ikinci durum ise, esas geçiş sürecinin yapısal olarak kesikli olduğu durumdur. Örneğin doğurganlığın modelleneceği bir modelde, regl dönemlerinin sayısını ölçmek ayların sayısını ölçmekten daha doğal ve doğru olacaktır.

Sürekli veriler için en çok kullanılan ve uygulaması en yaygın olan sürekli yaşam modelleri, sağlık bilimlerinde yer alan uygulamalardaki verilerin yapısını yansıtabilir. Fakat kesikli zaman verilerinin en çok kullanıldığı sosyal bilimler alanında, mevcut verilerin yapısı kesikli modellere daha uygun olduğu için özellikle bu alanda kesikli yaşam süresi modellerinin kullanımı daha yaygındır.

Kesikli yaşam süresinin verileri genellikle olayın gözlemlenen zamanda olup olmadığını gösteren iki sınıflı bağımlı değişken olarak kaydedilir. Buradaki sınıflar; olay gözlemlenen zamanda gerçekleşti ise 0; olay gözlemlenen zamanda gerçekleşmedi ise 1 değerlerini alırlar. Bunu açıklamak için Çizelge 3.1'de kesikli yaşam süresi ile ilgili bir örnek verilmiştir:

Çizelge 3.1. Kesikli yaşam süresi verileri

Birim No	Olay	Yıl	Süre
1	0	1974	1
1	0	1975	2
.	.	.	.
.	.	.	.
1	0	1986	13
1	1	1987	14
5	1	1974	1
45	0	1974	1
45	0	1975	2
.	.	.	.
.	.	.	.
45	0	1992	19
45	0	1993	20

Çizelge 3.1.'deki veri, Brace, Hall ve Langer'in [35] devletlerin "kürtajı kısıtlayıcı politikaları" nı inceledikleri çalışmalarından alınmıştır. Bu çalışmada ilgilenilen olay kısıtlayıcı kürtaj politikası uygulayan bir devletin yasalarında bu konuya ilişkin bir kısıtlama olup olmadığı olarak tanımlanmıştır. Çalışmada, veriler 1973 yılındaki Roe V. Wade kararından sonraki birinci yasama döneminden sonra toplanmaya başlamıştır. Çalışmada yapılan analizde yasalar sadece bir yasama dönemi içinde kabul edilip uygulanabildiğinden, kürtaj politikası için asıl sürecin kesikli olduğu düşünülmüştür.

Çizelge 3.1.'de; birim no her bir devlete verilen numaraları göstermektedir. İlgilenilen olay değişkeni; olayın gözlemlenen sürede gerçekleşip gerçekleşmediğini gösteren iki sınıflı kategorik bir değişken olup; ilgili devlet için gözlemlenen yasama döneminde kürtajı kısıtlayan bir yasa kabul edildi ise 1, ilgili devlet için gözlemlenen yasama döneminde kürtajı kısıtlayan bir yasa kabul edilmedi ise 0 değerini alır. Yıl değişkeni, incelenen devletlerde kürtaj politikasının kabul edildiği yasama dönemlerinin gösterildiği değişkendir. Süre değişkeni ise bir ülkede, analizin başlangıç tarihi olan 1974'ten kısıtlayıcı kürtaj politikası ilk kez kabul edilene kadar geçen süreyi gösteren değişkendir.

Kesikli yaşam süresi verilerinde bağımlı değişkenler yapı olarak sürekli verilerden farklı olsa da, gerçek yaşam süresi (actual duration time) ile ilgili aynı bilgiyi taşırlar. Örneğin tablodaki bir numaralı ülke için analize 1974 yılında başlanmış ve bir numaralı ülke kısıtlayıcı kürtaj politikası kabul edilene kadar (1987) 14 yasama dönemi geçirmiştir. Bu ülke için Roe ve Wade kararının ardından kısıtlayıcı yasa kabul edilene kadarki süreye bakılırsa yine aynı sonuç elde edilmektedir (t=14). Bağımlı değişkenin bu iki farklı biçiminin arasındaki tek fark, kesikli yaşam süresi formulasyonunda yaşam süresinin kesikli aralıklara bölünebilir olmasıdır. İncelenen çalışmada ise bu aralıklar yasama dönemine işaret etmektedir [36,37].

Kesikli zaman yaklaşımının avantajları;

- Veriler özellikle geriye dönük bir şekilde toplandığında, olay zamanları genelde kesikli zaman birimleri ile ölçülür,
- Orantılı olmayan tehlikelerin modellenmesi için de kolaylık sağlar,
- Kesikli verilerin modellenmesinde kolaylık sağlar. Bu durum karışık veri yapıları ve süreçlerinin analiz edilebilmesi için oldukça önemlidir,

biçimindedir.

Kesikli zaman yaklaşımının dezavantajları ise;

- Her bir zaman aralığında olay meydana gelene ya da durdurulana kadar gözlem dizisine sahip olabilmek için öncelikle veriler her bir veri için yeniden düzenlenmelidir.
- Gözlem periyotları yaşam sürelerinin ölçüldüğü zaman aralıklarının genişliklerine göre daha uzun ise veri seti çok büyük bir hale gelebilir.

Kesikli yaşam çözümlemesi yaklaşımı kullanılarak yapılan çalışmalardan bazıları örnek olması açısından Çizelge 3.2.'de verilmiştir [38,39,40,41]:

Çizelge 3.2. Kesikli yaşam çözümlemesi örnekleri

H. Xie, G. McHugo, R. Drake ve A.Sengupta (2003) [38]	Kesikli yaşam süresi modelleri kullanılmıştır.	New Hampshire'de toplum tedavisini savunan 3 yıllık bir çalışmanın her 6 ayında toplanan veriler kullanılmıştır. Ağır ruhsal hastalığı olan kişiler arasında uyuşturucu madde kullananların iyileşme süreçleri incelenmiştir.
C.C. Yang (2004) [39]	"Bayesyen Gizli Geçiş Modellemesi" kullanılmıştır.	Depresyona girmiş Taylanlı gençlerin ruh hallerinini kesikli yaşam modellerine Bayesci bir yaklaşım önererek incelemiştir.
A.Eleuteri, M.S.H. Aung, A.F.G.Taktak, B.Damato, P.J.G. Lisboa (2007) [40]	Kesikli yaşam süresi verilerinde yapay sinir ağı yaklaşımı kullanılmıştır. Tanımlanan iki sinir ağı, sürekli ve kesikli yaşam süresi modelleme formülasyonları kullanılarak karşılaştırılmıştır. Her iki modelde de aşırı uyum riskini en aza indirmek için "Bayesyen Yaklaşımı"ndan yararlanılmıştır.	Göz içi melanomlarına sahip kişilerin hayatta kalma olasılıklarını hesaplamak amacıyla kullanılmıştır.
S. Rubenbauer (2011) [41]	Yaşam süresi kesikli olarak kabul edilmiş ve kesikli yaşam süresi modelinin değişken katsayı modeli gibi düşünülebileceği belirtilerek çözümlemeler yapılmıştır.	140 AB üyesi olmayan ihracatçı ülkeden AB üyesi olan 15 ülkeye ithalatını içeren bir veri kümesi incelenmiştir.

3.1.1. Yaşam Sürelerinin Kesikli Zaman Aralıkları Biçiminde Gruplanabildiği Durumda (Aralıklı Durdurma) Tehlike ve Yaşam Fonksiyonları

Yaşam süresi ekseninin birbiri ile çakışmayan ve sınırlarının $a_0 = 0$; $a_1;a_2;a_3;\ldots;a_k$ zaman noktaları olduğu ardışık aralıklara bölünmüş olduğu varsayılsın. Bu durumda zaman aralıkları Eşitlik 3.1'de belirtildiği gibi tanımlanabilir:

$$[0 = a_0;a_1];(a_1;a_2];(a_2;a_3];::::;(a_{k-1};a_k = 1] \; . \tag{3.1}$$

Bu tanımlama, $(a_{j-1};a_j]$ aralığının işaret edilen başlangıç tarihinden hemen sonra başladığını ve aralığın sonundaki aj tarihinin bu aralığın içine dahil olduğunu varsaymaktadır. Zaman aralıklarının birbirine eşit uzunlukta olmak zorunda olmadığı bu tanımda, a_1, a_2, a_3 zaman noktalarını yani tarihleri göstermektedir.

Buna göre j. aralığın başlangıcı için yaşam fonksiyonu;

$$P_r(T > a_{j-1}) = 1\text{-}F(a_{j-1}) = S(a_{j-1}). \tag{3.2}$$

ile ifade edilmektedir. Eşitlik 3.2.'de belirtilen F fonksiyonu başarısızlık fonksiyonudur.

j-1 ile j. aralığın içinde olma olasılığı ise Eşitlik 3.3. ile verilmektedir.

$$P_r(T > a_j) = 1\text{-}F(a_j) = \bar{F}(a_j) = S(a_j). \tag{3.3}$$

j. aralığın dışında olma olasılığı (The probability of exit within the jth interval is)

$$P_r(a_{j-1} < T < a_j) = F(a_j)\text{-}F(a_{j-1}) = S(a_{j-1})\text{-}S(a_j) \tag{3.4}$$

biçiminde ifade edilmektedir. Buna göre, kesikli tehlike hızı (discrete hazard rate) olarak da tanımlanan aralıklı tehlike hızı (interval hazard rate), $h(a_j)$) $(a_{j-1};a_j]$ aralığının dışında kalma olasılığına eşit olmaktadır ve Eşitlik 3.5.'deki gibi ifade edilmektedir:

$$h(a_j) = P_r(a_{j-1} < T < a_j \backslash T > a_{j-1})$$

$$= P_r \frac{(a_{j-1}<T<a_j)}{(T>a_{j-1})},$$

$$= 1\text{-}\frac{S(a_{j-1})\text{-}S(a_j)}{S(a_{j-1})} \; . \tag{3.5}$$

Aralıklı tehlike hızı koşullu olasılık olduğu için değer aralığı 0 ile 1 arasındadır [$0 \le h(a_j) \le 1$]. Buna göre de kesikli tehlike hızı, sürekli tehlike oranından farklı olmaktadır.

Eşitlik 3.1.' de verilen zaman aralıkları tanımı temel olarak eşit uzunlukta olmayan zaman aralıkları için kullanılsa da, uygulamada aralıkların bir hafta ya da bir ay gibi eşit uzaklıkta olduğu varsayılmaktadır. Bu durumda zaman aralıkları pozitif tam sayılar ile gösterilebilir. $(a_{j-1};a_j]$ aralığı a_j=1,2,3,... değerleri için $(a_{j-1},a_j]$ şeklinde yeniden tanımlanarak j. aralığı temsil edebilir. Böylece kesikli tehlike oranı $h(a_j)$ yerine h(j) olarak gösterilebilir.

Aralıkların birbirine bir birim uzaklıkta olduğu durumda, yaşam olasılığı j. aralığın sonuna kadar her bir aralık için olayın meydana gelmemesi olasılıklarından oluşmaktadır. Örneğin; 3. aralıkta yaşam olasılığı, S_3 = (1. aralıkta yaşam olasılığı) x (1. aralıkta yaşadığı bilindiğine göre 2. aralıkta yaşama olasılığı) x (2. aralıkta yaşadığı bilindiğine göre 3. aralıkta yaşama olasılığı) biçiminde hesaplanır.

Bu hesaplamanın genelleştirilmiş biçimi Eşitlik 3.6. ve 3.7 ile verilmiştir:

$$S(j) \equiv S_j = (1-h_1)(1-h_2)...(1-h_{j-1})(1-h_j) \tag{3.6}$$

$$= \prod_{k=1}^{j}(1-h_k) \tag{3.7}$$

Eşitlik 3.6 ve 3.7'de aralıklı tehlike oranlarına göre yazılan S(j) kesikli yaşam fonksiyonunu ifade etmektedir.

Tehlike oranının zaman içinde sabit olduğu yani yaşam sürelerinin geometrik dağılıma sahip olduğu özel durumlar için (örneğin bütün j değerleri için $h_j=h$ olduğunda) yaşam fonksiyonu Eşitlik 3.8' de verilmiştir:

$$S_j = (1-h)^j \tag{3.8}$$

$$\log[S(j)] = (1-h)^j. \tag{3.9}$$

Kesikli zamanlı dağılım fonksiyonu ise;

$$F(j) \equiv F_j = 1-S(j) \tag{3.10}$$

$$= 1-\prod_{k=1}^{j}(1-h_k). \tag{3.11}$$

Aralıklı durdurma durumunda kesikli zamanlı yoğunluk fonksiyonu f(j), j. aralığın dışında kalma olasılığıdır ve Eşitlik 3.12 ile gösterilir:

$$
\begin{aligned}
f(j) &= P_r(a_{j-1} < T < a_j) \\
&= S(j\text{-}1)\text{-}S(j) \\
&= \left(\frac{1}{1-h_j} - 1\right) S(j). \qquad (3.12)
\end{aligned}
$$

Bu nedenle, kesikli zamanlı yoğunluk fonksiyonu j-1 aralığının sonuna kadar hayatta kalma olasılığını ifade etmektedir. Kesikli zaman yoğunluk fonksiyonunun değer aralığı 0 ile 1 arasındadır (0≤ f(j) ≤1) [36,37].

3.1.2. Yaşam Süresinin Kesikli Olduğu Durumda Tehlike Ve Yaşam Fonksiyonları

Yaşam sürelerinin yapısal olarak kesikli olduğu durumda; t yaşam süresi Eşitlik 3.13 ile tanımlanan f(j) olasılığına sahip kesikli rastlantı değişkenidir.

$$f(j) \equiv f_j = P_r(T = j). \qquad (3.13)$$

Eşitlik 3.13'de j değişkeni pozitif tam sayılar kümesinin bir elemanıdır. j değişkeninin eşit uzunluktaki aralıklar şeklinde ifade edildiği yaşam sürelerinin kesikli zaman aralıkları biçiminde gruplanabildiği (aralıklı durdurma) durumunun aksine bu yaklaşımda j değişkeni döngüleri indekslemektedir. Ancak her iki durumda da yaşam süreleri için pozitif tam sayılar kullanıldığından aynı gösterimler kullanılmaktadır. J döngüsü için kesikli zaman yaşam fonksiyonu (Sj) ile gösterilmektedir ve Eşitlik 3.14'te verildiği gibidir:

$$S(j) = P_r(T \geq j) = \sum_{k=j}^{\infty} f_k. \qquad (3.14)$$

j döngüsündeki kesikli zamanlı tehlike oranı, h(j), j zamanındaki olayın koşullu olasılığıdır. Bu oran Eşitlik 3.15 ile ifade edilmektedir:

$$
\begin{aligned}
h(j) &= P_r(T = j \backslash T \geq j) \\
&= \frac{f(j)}{S(j\text{-}1)}. \qquad (3.15)
\end{aligned}
$$

Kesikli zamanlı yaşam fonksiyonun, süre değişkeninin eşit uzunlukta aralıklar olarak gruplandırıldığı durumdaki yaşam fonksiyonuna benzer biçimde yazılması çoğu durumda daha bilgi verici ve doğru olmaktadır. Bu durumda yaşam fonksiyonu Eşitlik 3.6 ve 3.7'de verilmiş olduğu gibi ifade edilmektedir. Kesikli zamanlı başarısızlık fonksiyonu ise Eşitlik 3.10 ve 3.11 ile verilmiş olan denklemler ile yazılmaktadır. Benzer şekilde kesikli zamanlı yoğunluk fonksiyonu f(j) aralıklı durdurma durumundaki yoğunluk fonksiyonuna benzer şekilde yazılabilmektedir [36,37].

3.1.3. Yaşam Çözümlemesinde Kesikli Zaman ile Sürekli Zaman Arasındaki İlişki

Kesikli zaman yaklaşımında, Eşitlik 3.6'dan yararlanarak;

$$\log S(j) = \sum_{k=1}^{j} \log(1 - h_k). \tag{3.16}$$

elde edilir. h_k'nın küçük değerleri için 1. dereceden Taylor serisi yaklaşımı kullanılarak Eşitlik 3.17'deki gibi elde edilebilir:

$$\log(1\text{-}h_k) \approx -h_k \tag{3.17}$$

Eşitlik 3.17 yeniden düzenlenir ise;

$$\log S(j) \approx -\sum_{k=j}^{j} h_k. \tag{3.18}$$

elde edilir.

Eşitlik 3.14 sürekli zamanlı durum ile karşılaştırıldığında, kesikli tehlike oranları üzerinden toplam ile sürekli tehlike oranları üzerinden integral arasındaki paralellik formülize edilirse Eşitlik 3.19 elde edilmektedir:

$$\log S(t) = -H(t) = -\int_0^t \theta(u)du. \tag{3.19}$$

Eşitlik 3.19'a göre h_k değeri küçüldükçe kesikli zamanlı tehlike oranı hj sürekli zamanlı tehlike oranına θ(t) daha çok yaklaşır. Buna bağlı olarak da kesikli zamanlı yaşam fonksiyonu, sürekli zamanlı yaşam fonksiyonuna yaklaşma eğilimi gösterir.

Kesikli zaman ile sürekli zaman arasında kesin bir ayrım yapılamamaktadır. Bu nedenle çalışmalarda hangi veri türü (kesikli-sürekli) ile çalışılacağına karar vermek zorlaşmaktadır. Genel olarak yaşam süresini yaratan davranışsal süreç ile verilerin kaydedildiği sürecin yapısına bakarak çalışmanın yapılacağı veri türüne açık bir şekilde karar verilebilmektedir. Yapısal olarak kesikli olan yaşam sürelerinin sosyal bilimlerde kullanımının çok yaygın olmadığı görülmektedir. Sosyal bilimlerde genel olarak üzerinde çalışılan davranışsal süreç sürekli zaman biçiminde meydana gelmektedir ve süre uzunlukları gruplandırılmış veri biçiminde kaydedilmektedir. Bu çalışmalarda gün ya da saat birimi ile kaydedilen veriler dahil olmak üzere bütün veriler gruplandırılmış olarak kaydedilmektedir. Bu nedenle, asıl önemli olan konu süre uzunluğuna göre gruplandırılmak için kullanılan aralık uzunluğu olmaktadır [42].

Eğer çalışma döneminin başladığı gün/ay/yıl biliniyorsa ya da bireyin son olarak gözlemlendiği gün/ay/yıl biliniyorsa ve dönem uzunluğu birkaç ay ya da yıl ise bu durumda yaşam süresinin sürekli rastlantı değişkeni olarak düşünülmesi daha doğru olmaktadır. Ancak, dönem uzunluklarının yalnızca birkaç gün olması durumunda yaşam sürelerinin gün birimi ile gruplandırılarak kaydedilmesi ve aralıklı durdurma olarak ölçülebilen bir özelliğin seçilmesi daha anlamlı olmaktadır. Bu özellik seçilirken eş zamanlı yaşam sürelerinin varlığı da dikkate alınmalıdır. Eş zamanlı gözlemlerin fazla olması, özellik seçilirken yaşam sürelerinin de dikkate alınması gerektiğine işaret edebilir. Gruplama etkileri ile ilgili ilk çalışmalar Bergstrom and Edin (1992) [43], Petersen (1991) [44] ve Petersen ve Koput (1992) [45] tarafından yapılmıştır [36,37].

3.2. Kesikli Yaşam Süresi Modelleri

Kesikli yaşam süresinin modellenebilmesi için temel olarak iki model ele alınmaktadır. Bu modellerden ilki yaşam süresinin yapısal olarak kesikli olduğu durumlarda da kullanılan tamamlayıcı log-log modelidir (complementary log-log model). Bu model sürekli yaşam süresinin modellemesinde kullanılan orantılı tehlikeler modelinin kesikli yaşam süresinin modellenmesindeki karşılığıdır. Diğer model ise, yaşam sürelerinin yapısal olarak kesikli olduğu durumlar için geliştirilen ancak yaşam sürelerinin kesikli zaman aralıkları biçiminde gruplanabildiği durumda (aralıklı durdurma) da kullanılabilen logit modeldir. Bu model ile başarısızlık odds' larının orantılı tahminleri de elde edilebilmektedir [30].

Bölüm 3.2.'de modellerin incelenebilmesi için eşdeğişkenlerin sabit olduğu varsayılacaktır.

3.2.1. Sürekli Zaman Orantılı Tehlikeler Modelinin Kesikli Zaman Temsilcisi (Tamamlayıcı Log-Log Modeli)

Elde edilen yaşam süresi verileri aralıklı durdurulmuş veya aralıklarla gruplandırılmış olmasına rağmen, sürekli yaşam modelleri θ(t, X) biçimindeki tehlike oranı ile ifade edilmektedir. Bu durum, bazı zaman aralıklarının içinde kalan yaşam sürelerinin kesin olarak bilinememesine neden olmaktadır. Tamamlayıcı Log-Log modeli kullanılarak, yaşam süresi verisinin yapısına uygun sürekli tehlike oranını tanımlayan bir parametre tahmini elde edilir.

Eşitlik 3.20 ile tanımlanan a_j zamanındaki yaşam fonksiyonu,

$$S(a_j, X) = \exp\left[-\int_0^{a_j} \theta(u, X)du \right]. \tag{3.20}$$

biçimindedir. Orantılı tehlikeler varsayımının sağlandığı düşünülürse,

$$\theta(t, X) = \theta_0(t)e^{x\beta'} = \theta_0(t)\lambda \tag{3.21}$$

elde edilebilir. Eşitlik 3.21'de $\beta' X \equiv \beta_o + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \ldots + \beta_k X_k$ ve $\lambda \equiv \exp(\beta' X)$'dir. Buna göre yaşam fonksiyonu Eşitlik 3.22'deki gibi yeniden yazılabilir:

$$\begin{aligned} S(a_j, X) &= \exp\left[-\int_0^{a_j} \theta_0(t)\lambda\, du \right] \\ &= \exp\left[-\lambda \int_0^{a_j} \theta_0(t)du \right] \\ &= \exp\left[-H_j \lambda \right]. \end{aligned} \tag{3.22}$$

Eşitlik 3.22'de $H_j \equiv H(a_j) = \int_0^{a_j} \theta_0(u,X)du$ şeklinde elde edilmektedir. Buna göre aj zamanındaki temel yaşam fonksiyonu $S_0(a_j) = \exp(-H_j)$ biçiminde yazılabilmektedir. Kesikli zaman aralıklı tehlike fonksiyonu, $h(a_j, X) \equiv h_j(X)$ Eşitlik 3.23 ile tanımlanmaktadır:

$$h_j(X) = \frac{S(a_{j-1},X) - S(a_j,X)}{S(a_{j-1},X)}$$

$$= 1 - \frac{S(a_j,X)}{S(a_{j-1},X)}$$

$$= 1 - \exp\left[\lambda(H_{j-1} - H_j)\right] . \qquad (3.23)$$

Eşitlik 3.23'ün logaritması alınınca $\log(1 - h_j(X)) = \lambda(H_{j-1} - H_j)$ eşitliği elde edilmektedir. Bu eşitlik tekrar düzenlenirse $\log(-\log\left[\lambda(H_{j-1} - H_j)\right]) = \beta' X + \log(H_j - H_{j-1})$ olur.

Benzer olarak (a_{j-1}, a_j) aralığı için kesikli zaman aralıklı temel tehlike oranı,

$$1 - h_{0j} = \exp(H_{j-1} - H_j) \qquad (3.24)$$

biçiminde elde edilir. Eşitlik 3.24'ün logaritması alınıp düzenlenirse;

$$\log\left[-\log(1 - h_{0j})\right] = \log(H_j - H_{j-1})$$

$$= \log\left[\int_{a_{j-1}}^{a_j} \theta_0(u)du\right]$$

$$= \gamma_j . \qquad (3.25)$$

elde edilir. Eşitlik 3.25'de γ_j (a_{j-1}, a_j) aralığın sonundaki bütünleştirilmiş tehlike oranı ($\theta_0(t)$) ile aralığın başındaki tehlike oranı farkının logaritmasını ifade etmektedir. Bu ifade daha önce h(a_j, X) olarak ifade edilen tehlike oranı yerine kullanıldığında, aralıklı tehlike oranı için;

$$\log(-\log\left[1 - h_j(X)\right]) = \beta' X + \gamma_j . \qquad (3.26)$$

$$h(a_j, X) = 1 - \exp\left[-\exp(\beta' X + \gamma_j)\right]. \tag{3.27}$$

yazılabilir. Log(-log(.)) dönüşümü tamamlayıcı log-log dönüşümü olarak adlandırılır. Bu nedenle kesikli zamanlı orantılı tehlikeler modeli genellikle “cloglog modeli” olarak adlandırılır.

Eğer bütün aralıklar eşit uzunlukta ise, zaman aralıklarını aralık numaraları yerine doğrudan her bir aralığının sonundaki zaman ile gösterebiliriz. Bu durumda kesikli zamanlı tehlike oranı,

$$h(j, X) = 1 - \exp\left[-\exp(\beta' X + \gamma_j)\right] \tag{3.28}$$

biçimindedir.

Eşitlik 3.28’den de görülebileceği gibi cloglog modeli, belli bir doğrusal bağlantı fonksiyonunun genelleştirilmiş biçimidir. Aralıklı durdurulmuş yaşam verileri kullanılarak yapılan tahminler regresyon katsayılarının (β) ve parametrelerinin (γ_j) tahminlerinin elde edilmesini sağlar. β katsayıları sürekli zaman tehlike oranını $\theta(t) = \theta_0(t)\exp(\beta' X)$ tanımlayan katsayılar ile aynıdır. Ancak, temel tehlike fonksiyonunu ($\theta_0(t)$) tanımlayan parametreler ek varsayımlar olmadan belirlenemezler. Bu varsayımlardan ilki regresyon parametrelerinin (γ_j) bütünleştirilmiş tehlike fonksiyonu değerleri arasındaki farkı göstermesidir. İkinci varsayım ise, regresyon parametrelerinin (γ_j) her bir aralık içinde farklı tehlike fonksiyonu yapılarına sahip olmasıdır. Başka bir ifade ile regresyon katsayıları bir aralıktaki tehlike oranının zamana bağımlı modelini özetlemektedir. Ancak bu model sürekli zaman tehlike oranı için ilave varsayımlar olmaksızın kesin bir biçimde belirlenemememektedir.

Regresyon katsayıları (γ_j) üzerine konulan kısıtlamalar kesikli zaman modellerinin doğrudan parametrik orantılı tehlikeler modeline karşılık gelmesine neden olabillir. Ancak uygulamada genellikle regresyon katsayıları üzerine yukarıda değinilen kısıtlamalar getirilmemektedir. Bunun yerine uygulamalarda regresyon katsayıları sürekli zaman tehlike oranı yerine kesikli zaman tehlike oranındaki zamana bağımlılığı belirtir. Başka bir ifade ile aralıklar arasındaki regresyon katsayısının değişimi parametrik bir fonksiyonel biçim kullanılarak elde edilir.

Tamamlayıcı log-log modeli, sürekli zaman modeli ve aralıklı durdurulmuş yaşam süresi verileri ile uyumlu tek model değildir. Sueyoshi [46] araştırmasında, Bölüm 3.2.2'de verilen lojistik tehlike modelinin, log-lojistik dağılıma sahip olan sürekli zaman modeli ile uyumlu olabileceğini göstermiştir [42].

3.2.2. Yaşam Süresinin Kesikli Olduğu Durumdaki Model (Logit Model)

Yaşam süreleri yapısal olarak kesikli olduğunda, sonuçların yorumlanmasında fark olsa da Bölüm 3.2.1. de değinildiği gibi tamamlayıcı log-log modeli kullanılabilir. Alternatif olarak yaşam süreleri kesikli olduğunda uygulamada genellikle orantılı odds modeli (proportional odds model) olarak adlandırılan model kullanılmaktadır. Bu modelde odds oranları tehlike oranlarına işaret etmektedir.

Yaşam sürelerin aylık olarak kaydedildiği varsayılsın. Bu durumda, orantılı odds modeline göre j ayından bir önceki ayın sonuna kadar hayatta kalma olasılığını veren göreli (relative) odds oranı Eşitlik 3.29 ile ifade edilmektedir:

$$\frac{h(j,X)}{1-h(j,X)} = \left[\frac{h_0(j)}{1-h_0(j)}\right]\exp(\beta' X) \tag{3.29}$$

Eşitlik 3.29'da h(j,X) j ayı için kesikli zamanlı tehlike oranını, $h_0(j,X)$ ise temel tehlike oranını göstermektedir. Verilen bir zamanda geçiş yapmanın göreli odds oranı iki bileşenin toplamı olarak ifade edilmekte ve Eşitlik 3.30'daki gibi elde edilmektedir. Bu bileşenlerden ilki bütün bireyler için ortak olan göreli odds oranı, ikincisi ise bireye özgü ölçeklendirme faktörüdür.

$$\mathrm{logit}\left[h(j,X)\right] = \log\left[\frac{h(j,X)}{1-h(j,X)}\right] = a_j + \beta' X \tag{3.30}$$

Eşlitlik 3.30'da $a_j = \mathrm{logit}\left[h_o(j)\right]$ olarak tanımlanmaktadır ve Eşitlik 3.31'deki gibi de yazılabilir:

$$h(j,X) = \frac{1}{1+\exp(-\ a_j -\ \beta' X)}\ . \tag{3.31}$$

Eşitlik 3.31 ile verilen model lojistik tehlike modeli ya da logit model olarak adlandırılır. Bu model genişletilerek orantılı odds modeli elde edilmektedir. Teorik olarak a_j değişkeni yaşam süresinin ölçüldüğü her bir ay için farklı değerler alabilir.

Ancak, genellikle a_j'deki değişimin yapısı j değişkeninin bazı fonksiyonları kullanılarak tanımlanır [36,37].

3.2.3. Kesikli Zaman Modellerinde Süre Bağımlılığının Modellenmesi için Kullanılan Fonksiyonlar

Süre bağımlılığına örnek olarak aşağıda açıklanan durumlar verilebilir:

- rlog(j) modelinde r>0 iken tehlike oranı monoton olarak arttığından, r<0 iken monoton olarak azaldığından ve r=0 olduğunda sabit kaldığından sürekli zaman Weibull modelinin kesikli zamandaki benzeri olarak düşünülebilir. Bu model lojistik tehlike modeli ile birleştirildiğinde, elde edilen model $\text{logit}[h(j,X)] = r\log j + \beta' X$ olur. Bu modelde r parametresi β vektöründeki sabit terim ve eğim parametreleri ile birlikte tahmin edilebilen bir parametredir.
- Biçim parametreleri z_1, z_2, z_3,…, z_p olan zamanın p. dereceden polinom fonksiyonu $z_1 j + z_2 j^2 + z_3 j^3 + ... + z_p j^p$ ile verilsin. Zamanın karesel fonksiyonunda (p=2 olduğunda) aralık tehlike oranı U biçiminde ya da ters U biçiminde olmaktadır. Bu model cloglog tehlike modeli ile birleştirildiğinde elde edilen model $\text{cloglog}[h(j,X)] = z_1 j + z_2 j^2 + \beta' X$ olur. Elde edilen modelde, z_1 ve z_2 parametreleri β vektöründeki sabit terim ve eğim parametreleri ile birlikte tahmin edilebilen bir parametredir.
- Örneğin, ayların aynı tehlike oranına sahip olduğu ancak tehlikenin gruplar arasında değişken olduğu parçalı sabit model verilsin. Bu model lojistik tehlike modeli ile birleştirildiğinde, elde edilen model $\text{cloglog}[h(j,X)] = \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + ... + \gamma_j D_j + \beta' X$ olur. Burada D_l, j=l iken 1 değerini alan, j'nin diğer bütün değerleri için 0 değerini alan iki sonuçlu bir değişkendir. Örneğin araştırmacı her bir aralığa ya da aralık gruplarına karşılık gelen kukla değişkenler oluştursun. Modelin tamamının tahmini yapılırken β vektörü sabit terim içermez aksi halde model eşdoğrusal olur. Alternatif olarak sabit terim modelde yer alırsa, kukla değişkenlerden biri modelden çıkarılabilir.

Tehlike fonksiyonunun biçiminin seçilmesi sürekli zaman modellerinde araştırmacının farklı parametrik fonksiyon biçimlerini seçebilmesi gibi kesikli zaman modellerinde de araştırmacıya bağlıdır.

Uygulamada, cloglog ve logit modelleri aynı süre bağımlılığı özelliklerini taşımaktadır. Bu modellerde tehlike oranları göreceli olarak küçük olduğu sürece aynı X değerleri benzer tahminlerin elde edilmesini sağlamaktadır. Bu durumun nedeni Eşitlik 3.32 ile açıklanmaktadır:

$$\text{logit}(h) = \log\left[\frac{h}{1-h}\right] = \log(h) - \log(1-h)\,. \tag{3.32}$$

Eşitlik 3.32'de h →0 iken logaritma (1-h) değeri de 0'a yaklaşır. Yani, tehlike oranı h'ın küçük değerleri için logit (h) değeri log(h) değerine yaklaşır (logit (h)≈log(h)).

Yeterince küçük tehlike oranına sahip olunduğunda, süre bağımlılığı doğrusal bir fonksiyon ise orantılı odds modeli tehlike oranının logaritmasının bağımlı değişken olduğu model ile benzer sonuçlar verir. Buna göre, β nın kesikli zaman orantılı tehlike modelinden elde edilen tahmini log(θ)'nın doğrusal bir fonkiyona sahip olduğu sürekli zaman modelinden elde edilen tahmine karşılık gelmektedir [36,37].

3.3. Çok Değişkenli Kesikli Yaşam Süresi Modelleri

3.3.1. Sağdan Durdurma

Kesikli yaşam süresinin pozitif tam sayılar ile numaralandırılan aralıklar ile ölçüldüğü ve her bir aralığın bir ay uzunluğunda olmuş olduğu varsayılsın. Belirtilen aralıklarda birey k=1. aydan j. ayın sonuna kadar gözlemlensin. Birey için gözlem süresi tamamlanmış (c_i=1) ya da sağdan durdurulmuş (c_i=0) olabilir. Bu durumda kesikli tehlike oranı Eşitlik 3.33'deki gibi yazılabilir:

$$h_{ij} = P_r\ (T_i{=}j \backslash T_i \ \geq j)\,. \tag{3.33}$$

Durdurulmuş gözlem süreleri (spell) için olabilirlik fonksiyonu ise kesikli yaşam fonksiyonu kullanılarak Eşitlik 3.34'de gösterildiği gibi verilmektedir:

$$L_i = P_r\ (T_i \ \geq j) = S_i(j)\,.$$

$$= \prod_{k=1}^{j}(1\text{-}h_{ik})\,. \tag{3.34}$$

Tamamlanmış her bir süre için olabilirlik fonksiyonu Eşitlik 3.35'de ifade edildiği gibi kesikli zaman yoğunluk fonksiyonu ile verilmektedir:

$$L_i = P_r\,(T_i = j) = f_i(j)$$

$$= h_{ij} S_i(j\text{-}1) = \frac{h_{ij}}{1\text{-}h_{ij}} \prod_{k=1}^{j} (1\text{-}h_{ik}). \qquad (3.35)$$

Örneklemin tümü için olabilirlik fonksiyonu ise Eşitlik 3.36 ile ifade edilmektedir.

$$L = \prod_{i=1}^{n} [P_r(T_i = j)]^{c_i} \, [P_r(T_i \succ j)]^{1-c_i}$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \left[\left(\frac{h_{ij}}{1\text{-}h_{ij}} \right) \prod_{k=1}^{j} (1-h_{ik}) \right]^{C_i} \left[\prod_{k=1}^{j} (1-h_{ik}) \right]^{1-c_i}$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \left[\left(\frac{h_{ij}}{1\text{-}h_{ij}} \right)^{c_i} \prod_{k=1}^{j} (1-h_{ik}) \right]. \qquad (3.36)$$

Eşitlik 3.36'da c_i gözlem süresi tamamlanmış ise 1, sağdan durdurulmuş ise 0 değerini alan durdurma göstergesidir. Bu gösterge dikkate alınarak elde edilen olabilirlik fonksiyonunun logaritması Eşitlik 3.37 ile verilmektedir:

$$\log L = \sum_{i=1}^{n} c_i \log\left(\frac{h_{ij}}{1-h_{ij}} \right) + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=1}^{j} \log(1-h_{ik}). \qquad (3.37)$$

Eşitlik 3.37'den yararlanarak yeni bir iki terimli gösterge değişkeni (y_{ik}) tanımlanır. k ayında geçiş yapan i bireyi (T_i) için yik değeri 1, diğer durumlar için ise 0 değerini alır. Yani; c_i=1 iken k=T_i değeri için y_{ik}=1 diğer durumlarda ise y_{ik}=0 değerini alır. c_i=0 iken bütün k değerleri için y_{ik}=0 değerini alır. y_{ik} gösterge değişkeninden yararlanarak Eşitlik 3.37 yeniden düzenlenirse Eşitlik 3.38 elde edilir.

$$\log L = \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=1}^{j} y_{ik} \log\left(\frac{h_{ik}}{1-h_{i_{ik}}} \right) + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=1}^{j} \log(1-h_{ik})$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=1}^{j} [y_{ik} \log h_{ik} + (1-y_{ik}) \log(1-h_{ik})]. \qquad (3.38)$$

Eşitlik 3.38'de verilen olabilirlik fonksiyonu y_{ik}'nın bağımlı değişken olduğu iki terimli regresyon modeli ile aynı yapıya sahiptir. Her bir gözlem süresi için tek bir kayıt alınması yerine veriler her bir ay için tek bir kayıt olacak şekilde yeniden düzenlenmelidir. Yeniden düzenleme sonucu elde edilen veriler birey-ay (personmonth) verileri ya da genellikle birey-dönem (person-period) verileri olarak adlandırılmaktadır. Bu iki veri yapısı Çizelge 3.3'de gösterilmiştir.

Çizelge 3.3. Birey ve birey-dönem veri yapıları

Birey Verileri			**Birey Ay Verileri**				
Birey Numarası(i)	c_i	T_i	**Birey Numarası (i)**	c_i	T_i	y_{ik}	**Birey-ay Numarası(k)**
1	0	2	1	0	2	0	1
			1	0	2	0	2
2	1	3	2	1	3	0	1
.	.	.	2	1	3	0	2
.	.	.	2	1	3	1	3
.			.	.	.	.	

Kesikli zamanda verilerin yeniden düzenlenmesi, sürekli zaman modellerinde de verilerin yeniden düzenlenmesine neden olan olayların gruplara ayrılması durumuna benzemektedir. Ancak kesikli zaman için olayların bölünmesi daha kapsamlı bir biçimde yapılmaktadır. Olayların bölünmesi kesikli zaman için X eş değişkenleri arasında zamana bağlı olarak değişen eş değişkenlerin olup olmadığına bakılmaksızın yapılır. Zamana bağımlılık yapısını gösteren değişken tehlike oranı sabit olmadığı sürece, yeniden düzenlenmiş veri kümesindeki zamana bağlı olarak değişen eşdeğişkenin kendisi olabilir. Bu durum, örnekleme düzenine sahip olan verilerin kullanıldığı kesikli zaman tehlike modelleri için "basit bir tahmin yöntemi"nin (easy estimation method) kullanılabilir olmasını sağlar.

Basit tahmin yöntemi dört adımdan oluşmaktadır:

1- Veriler birey-dönem veri yapısına uygun olarak yeniden düzenlenir.
2- Zamana bağlı olarak değişen eş değişkenler oluşturulur. (Tehlike oranında en azından süre bağımlılığını gösteren bir değişkenin olması istenir.)
3- Tehlike oranının (h_{ik}) fonksiyonel biçimi (lojistik veya cloglog) seçilir.

4- Herhangi bir standart iki terimli bağımlı regresyon modeli kullanılarak model tahmini yapılır: lojistik model için lojit model, tamamlayıcı log-log modeli için cloglog modelleri kullanılır.

Basit tahmin yöntemi model tahmini için kullanılan tek yöntem değildir. Veriler yeniden düzenlenmeden önce verilen ardışık (sıralı-sequence) olabilirlik oranları tahmin edilebilmektedir. Basit tahmin yöntemi ile büyük veri kümeleri elde edildiğinden, ardışık olabilirlik oranları tahmin edilerek bilgisayar kullanılmadan da model tahmini yapılmaktadır.

Kesikli tehlike modelleri için olabilirlik fonkisyonlarının iki terimli regresyon modelinin olabilirlik fonksiyonu ile aynı yapıda olmasının bazı etkileri vardır. Örneğin, kesikli zaman tehlike modellerini bu şekilde tahmin edebilmek için veri kümesinde hem durdurulmuş hem de gözlem süresini tamamlamış veriler olmalıdır. Bu durum, Eşitlik 3.37 ile verilen logaritmik olabilirlik fonksiyonunu yapısına bakılarak anlaşılabilmektedir.

Basit tahmin yöntemi Bölüm 3.3.2 de anlatılan soldan keslmiş veriler için de kullanılabilmektedir [36,37].

3.3.2. Soldan Kesilme

Kesikli zaman verilerinin soldan kesilmesi durumunda sürekli zaman verilerinde uygulanan yönteme benzer bir yöntem uygulanmaktadır. Herhangi bir gecikmeli giriş olmadığı varsayıldığında olabilirlik fonksiyonu Eşitlik 3.39'da verildiği gibi yazılabilir.

$$L_i = \left(\frac{h_{ij}}{1-h_{ij}}\right)^{c_i} \prod_{k=1}^{j}(1-h_{ik}) = \left(\frac{h_{ij}}{1-h_{ij}}\right)^{c_i} S_i(j). \tag{3.39}$$

u_i. aralığın ya da döngünün sonuna işaret eden u_i zamanında i kişisi için gecikmeli giriş yapılabilmesi için bu kişinin u_i. zamana kadar hayatta kalmış olması gerekmektedir. Bu nedenle soldan kesilmiş veriler için olabilirlik fonksiyonu, Eşitlik 3.39 ile verilen olabilirlik fonkisyonunun u_i süresinin yaşam fonksiyonuna ($S(u_i)$) bölünmesi sonucu elde edilmekte ve Eşitlik 3.40'daki gibi ifade edilmektedir:

$$L_i = \frac{\left(\frac{h_{ij}}{1-h_{ij}}\right)^{c_i} \prod_{k=1}^{j}(1-h_{ik})}{S_i(u_i)} \tag{3.40}$$

Eşitlik 3.40, $S_i\left(u_i\right) = \prod_{k=1}^{u_i}\left(1-h_{ik}\right)$ denkleminden yararlanarak yeniden yazılır ve düzenlenirse Eşitlik 3.41 elde edilir:

$$L_i = \left(\frac{h_{ij}}{1-h_{ij}}\right)^{c_i} \left[\frac{\prod_{k=1}^{j}(1-h_{ik})}{\prod_{k=1}^{u_i}(1-h_{ik})}\right]$$

$$= \left(\frac{h_{ij}}{1-h_{ij}}\right)^{c_i} \prod_{k=u_{i+1}}^{j}(1-h_{ik}). \tag{3.41}$$

Eşitlik 3.41'in logaritması alındığında Eşitlik 3.42 elde edilmektedir:

$$\log L_i = \sum_{k=u_i+1}^{j}\left[y_{ik}\log h_{ik} + (1-y_{ik})\log(1-h_{ik})\right]. \tag{3.42}$$

Bu ifade gecikmeli giriş olmayan durumda elde edilen ifadeye benzemektedir. Ancak buradaki toplam ifadesinin gecikmeli girişin olduğu aydan son gözlem ayına kadar alınmış olduğuna dikkat edilmelidir.

Bu örnekleme düzeninde basit tahmin yöntemi beş adımdan oluşmaktadır [45]:

1. Veriler birey-dönem veri yapısına uygun olarak yeniden düzenlenmelidir.
2. Gecikmeli giriş durumunun gözlemlendiği zamandan önceki kayıtlar bütün gözlem periyotlarından çıkarılmalı ve her bir bireyin olayı yaşama riskine sahip olduğu aylar belirlenmelidir.
3. Zamana bağlı olarak değişen eş değişkenler oluşturulur. (Tehlike oranında en azından süre bağımlılığını gösteren bir değişkenin olması istenir.)
4. Tehlike oranının (h_{ik}) fonksiyonel biçimi (lojistik veya c loglog) seçilir.
5. Herhangi bir standart iki terimli bağımlı regresyon modeli kullanılarak model tahmini yapılır: lojistik model için lojit model, tamamlayıcı log-log modeli için cloglog modelleri kullanılır.

Bu tahmin yönteminin, Bölüm 3.3.1'de anlatılan sağdan durdurma durumundaki basit tahmin yöntemi adımlarından tek farkı ikinci adımdır. Ancak uygulamalarda birinci ve ikinci adım birleştirilebilmektedir [37].

3.4. Gözlemlenmeyen Heterojenlik (Zayıflık)

Bölüm 3.3.'de değinilen çok değişkenli modellerde bireyler arasındaki farklılıkların açıklayıcı değişkenler (X vektörü) ile ifade edilebileceği varsayılmıştır. Ancak bu varsayım ile sağlık bilimlerde genellikle "zayıflık" olarak adlandırılan gözlemlenemeyen bireysel etkiler modele dahil edilememektedir. Önemli olabilecek bireysel etkiler modele dahil edilmediğinde ortaya çıkabilecek durumlar aşağıda yer almaktadır:

- Zayıflığın dahil edilmediği modeller tehlike oranındaki negatif süre bağımlılık derecesinin fazla tahmin edilmesine neden olmaktadır.
- Tehlike oranı sabit olmamakta ve zamanla azalmaktadır. Ayrıca bu oran tahmin edilirken gerçek orandan daha düşük bir oran elde edilmektedir.

Belirtilen bu sonuçlar Bölüm 3.4.1'de sürekli zaman, Bölüm 3.4.2'de ise kesikli zaman yaşam süresi modelleri için ayrıntılı olarak incelenmektedir [37].

3.4.1. Sürekli Yaşam Süresi Modellerinde Zayıflık Durumu

Sürekli yaşam süresi modellerinde zayıflık durumunun rahat bir şekilde incelenebilmesi için zamanla değişen eş değişkenlerin olmadığı varsayılsın. Bu durumda elde edilen model Eşitlik 3.43 ile verilmektedir.

$$\theta(t, X \backslash \upsilon) = \upsilon\theta(t, X) \qquad (3.43)$$

Eşitlik 3.43'de $\theta(t, X)$ gözlemlenebilen özelliklere bağlı olan tehlike oranı, υ ise zayıflığın olmadığı bileşeni ölçeklendiren gözlemlenmeyen bireysel bir etkiyi ifade etmektedir. υ rastgele değişkeninin aşağıdaki özelliklere sahip olduğu varsayılmaktadır:

- $\upsilon > 0$,
- $\mathcal{E}(\upsilon) = 1$,
- $\sigma^2 > 0$,

- Yaşam süresi ve eş değişkenlerinden bağımsız bir dağılıma sahiptir.

Eşitlik 3.43 ile verilen model iki bileşenin birleşimi ile oluşan bir “karma model” (mixture model) ya da “karma orantılı tehlikeler modeli” (mixed proportional hazard model) olarak adlandırılmaktadır. Tehlike oranı ile yaşam fonkisyonu arasındaki standart ilişki kullanılarak, zayıflık terimini içeren yaşam fonksiyonu ile zayıflık teriminin olmadığı yaşam fonksiyonu arasındaki ilişki Eşitlik 3.44 ile verilmektedir.

$$S(t, X\backslash\upsilon) = \left[S(t,X)\right]^{\upsilon} \qquad (3.44)$$

Burada, bireysel etki değişkeni υ, zayıflığın olmadığı yaşam fonksiyonu bileşenini ölçeklendirmektedir. υ’nin ortalama değerinin üzerinde olan bireylerin tehlike oranları diğer bireylerden daha yüksek iken yaşam süreleri daha kısa olmaktadır.

Zayıflık teriminin olmadığı tehlike bileşeni, orantılı tehlikeler modeli yapısına sahip olduğunda elde edilen model Eşitlik 3.45’de verildiği gibi olmaktadır.

$$\theta(t, X) = \theta_0(t)e^{\beta' X},$$

$$\theta(t, X\backslash\upsilon) = \upsilon\theta_0(t)\, e^{\beta' X},$$

$$\log\theta(t, X\backslash\upsilon) = \log\theta_0(t) + \beta' X + u. \qquad (3.45)$$

Eşitlik 3.45’de u≡log (υ) ve ε(u)= φ olarak ifade edilmektedir. Zayıflığın olmadığı modelde, her bir t yaşam süresindeki tehlike oranının logaritması, bütün bireylerde ortak olan t süresindeki temel tehlike oranının logaritması ile bireye özgü $\beta' X$ bileşeninin katkısının toplamına eşit olmaktadır. Logaritmik tehlike oranının zayıflık modeli yazılırken bir hata terimi de eklenmektedir. Bu model kesişim teriminin $\beta_0 + u$ olduğu rastgele bir kesişim modeli olarak da düşünülebilir.

Zayıflık modellerinde bireysel etkiler gözlemlenemediği için υ değişkeninin değeri tahmin edilememektedir. Başka bir ifade ile veri kümesinde birey sayısı kadar çok bireysel etki olmasına rağmen, bu parametreler için yeterli sayıda serbestlik derecesi bulunmamaktadır. Ancak, υ’nin dağılımının sadece birkaç önemli parametreden oluşan fonksiyonel bir yapıya sahip olduğu varsayılırsa, bu durumda parametreler gözlemlenebilen veriler ile aşağıda belirtilen adımlar izlenerek tahmin edilebilir:

- Öncelikle υ rastgele değişkeni için belirli bir parametrik fonksiyonel yapısı olan dağılımın belirlenmesi gerekmektedir.
- İkinci adım ise her bir υ rastgele değişkeni yerine dağılımsal parametreleri ifade eden olabilirlik fonksiyonun yazılmasıdır.

Örneğin, Eşitlik 3.46 ile verilen yaşam fonksiyonu ile bir çalışma yapılsın.

$$S_v(t,X) = S(t,X\backslash\beta,\sigma^2) \tag{3.46}$$

Eşitlik 3.46'nın integrali alınırsa; $S_v(t,X) = \int_0^\infty \left[S(t,X)\right]^{\upsilon} g(\upsilon)d\upsilon$ ifadesi elde edilir. Burada $g(\upsilon)$, υ değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonudur ve karma bir dağılıma sahiptir. Bu durumda υ değişkenin dağılımı için hangi yapının uygun olacağına karar verilmesi gerekmektedir.

Uygulamalarda karma dağılım yapısı için en çok birim ortalama ve σ^2 varyansına sahip olan Gamma dağılımı kullanılmaktadır. Gamma dağılımlı zayıflık terimini içeren yaşam fonksiyonu,

$$\begin{aligned} S(t,X\backslash\beta,\sigma^2) &= \left[1\text{-}\sigma^2 \ln S(t,X)\right]^{-(1/\sigma^2)} \\ &= \left[1+\sigma^2 \ln H(t,X)\right]^{-(1/\sigma^2)} \end{aligned} \tag{3.47}$$

biçimindedir. Eşitlik 3.47' de S(t,X) zayıflık teriminin olmadığı yaşam fonksiyonudur. Bu eşitlikte integrali alınmış tehlike fonksiyonu için yazılabilen H(t,X)=-ln S(t,X) özelliğinden ve lim$\sigma^2 \rightarrow 0$ iken $S(t,X\backslash\beta,\sigma^2) = S(t,X)$ olmasından yararlanılmıştır.

Burada zayıflık teriminin olmadığı yaşam fonksiyonunun Weibull dağılımına sahip olduğu düşünülürse; $S(t) = \exp(-\lambda t^a)$, $H(t) = \lambda t^a$ ve $\lambda = \exp(\beta' X)$ olur. Bu durumda elde edilen yaşam fonksiyonu Eşitlik 3.48 ile verildiği gibi olmaktadır

$$S(t,X\backslash\beta,\sigma^2) = \left[1+\sigma^2 \lambda t^a)\right]^{-(1/\sigma^2)} \tag{3.48}$$

Eşitlik 3.48 ile verilen yaşam fonksiyonundan yararlanarak yaşam süresinin ortanca değeri Eşitlik 3.49 ile gösterildiği gibi elde edilmektedir:

$$m_{\upsilon} = \left(\frac{\left(2^{\sigma^2} - 1\right)}{\sigma^2 \lambda} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad . \tag{3.49}$$

Eşitlik 3.49'da υ değişkeninin değeri sıfıra yaklaşırken zayıflığın olmadığı durumdaki Weibull modelinin ortanca formülü elde edilmektedir ($(\log(2)/\lambda)^{\frac{1}{\alpha}}$).

Eşitlik 3.48 ile verilen yaşam fonksiyonu ve Eşitlik 3.49 ile verilen ortanca fonksiyonu υ değişkeninin herhangi bir değeri üzerine koşullanmamışlardır. Yaşam fonksiyonunu elde etmenin bir diğer yolu ise υ değişkeninin belirli değerlerini kullanarak koşullu yaşam fonkisyonlarının elde edilmesidir. Koşullu yaşam fonksiyonları elde edilirken en çok $\upsilon = 1$ değeri yani ortalama değer kullanılmaktadır.

Zayıflık teriminin dağılımı için önerilen bir diğer dağılım Ters Gauss dağılımı olmasına rağmen bu dağılım yaygın bir kullanıma sahip değildir [37].

3.4.2. Kesikli Yaşam Süresi Modellerinde Zayıflık Durumu

Sürekli yaşam süreli orantılı tehlikeler modelinde zayıflık terimini içeren tehlike oranının logaritması Eşitlik 3.50 ile verilmektedir:

$$\log\left[\theta(j, X\backslash\upsilon)\right] = \log\left[\theta_0(j)\right] + \beta' X + u \, . \tag{3.50}$$

Aynı şekilde, yaşam süresi verilerinin gruplandırılmış olduğu durumda yazılan tamamlayıcı log log modeli için zayıflık terimi içeren kesikli yaşam süreli orantılı tehlikeler modeli yani tamamlayıcı log log modeli,

$$c\log\log\left[h(j, X\backslash\upsilon)\right] = D(j) + \beta' X + u \tag{3.51}$$

olarak yazılmaktadır. Eşitlik 3.51'de sürekli yaşam süreli zayıflık modelinde olduğu gibi $u \equiv \log(\upsilon)$ olarak ifade edilmektedir. D(j) ise temel tehlike fonksiyonunu temsil etmektedir. υ rastgele değişkeni Meyer'in 1990 yılında yapmış olduğu çalışmada [46] önermiş olduğu gibi Gamma dağılımına sahip olabilir. Bu durumda zayıflık terimini içeren yaşam fonksiyonu Eşitlik 3.51'deki gibi kapalı bir yapıya sahip olmaktadır. Sağdan durdurulmuş verilere sahip olan bir örneklem ile çalışıldığında, aralık genişliği j olan durdurulmuş bir gözlemin, örneklemin olabilirlik oranına katkısı $S(j, X\backslash\beta, \sigma^2)$ ile gösterilmektedir. Aynı yaklaşım ile j. aralıkta geçiş yapan bir bireyin örneklem olabilirlik oranına katkısı ise $S(j\text{-}1,X\backslash\beta,\sigma^2)-S(j,X\backslash\beta,\sigma^2)$ şeklinde ifade edilebilir. Bu model ile çalışılabilmesi için verilerin sağdan durdurma durumundaki gibi birey-dönem verileri şeklinde düzenlenmelidir. Modele zamanla değişen eş değişkenler de dâhil edilebilmektedir.

Alternatif olarak, Eşitlik 3.51'de u değişkeninin 0 ortalama değeri ile normal dağılıma sahip olduğu da düşünülebilir. Bu durumda yaşam fonkisyonu ve olabilirlik oranı katkıları için uygun bir kapalı yapıya sahip modeller elde edilememektedir. Bu durumda çözümleme için sayısal yöntemlere (iteratif yöntem) ihtiyaç duyulmaktadır.

Lojit modeli için tehlike oranının logaritmasının Eşitlik 3.52 ile verilen yapıya sahip olduğu varsayılsın:

$$\frac{h(j,X\backslash e)}{1-h(j,X\backslash e)}=\left[\frac{h_0(j)}{1-h_0(j)}\right]\exp(\beta' X+e)\,. \tag{3.52}$$

Bu tehlike oranına sahip olan lojit model ise Eşitlik 3.53'deki gibidir:

$$\operatorname{logit}\left[h(j,X)\backslash e\right]=D(j)+\beta' X+e\,. \tag{3.53}$$

Burada e varyansı sonlu ve ortalaması 0 olan bir hata terimidir.

Zayıflık durumu olduğunda modellerin çözümlemesinde şimdiye kadar kullanılan bütün yaklaşımlar parametrik yaklaşımlardır. Zayıflık dağılımı için parametrik olmayan yaklaşım ilk olarak 1984 yılında Heckman and Singer'in [47] yapmış oldukları çalışmada kullanılmıştır. Bu yaklaşım özellikle parametre kümesi kullanılarak keyfi bir dağılım oluşturulmak istendiğinde önem arz etmektedir. Bu parametreler kitle noktaları (mass points) kümesinden ve her bir kitle noktasında bulunan bireylerin olasılıklarından oluşmaktadır. Bu durumda sürekli karma dağılım yerine çok değişkenli kesikli bir dağılım elde edilir. Sosyolojide ise elde edilen dağılım gizli (latent) sınıf modelinin bir biçimi olarak tanımlanmaktadır. Bu modelde olay zamanını tanımlayan süreç, popülasyon içindeki sınıflar arasında farklılık göstermektedir.

Aralıklı tehlike oranı $h(j,X)=1-\exp\left[-\exp(\beta_0+\beta_1X_1+\beta_2X_2+\ldots+\beta_kX_k+\gamma_j)\right]$ biçiminde olan kesikli yaşam süreli tehlike modeli düşünülsün. Kitlede ise gözlemlenmeyen özelliğe sahip olan iki tür birey olduğu varsayılsın. Bu varsayım ile kesikli yaşam süreli tehlike modeli, β_0 kesişim teriminin iki sınıf arasındaki farkı gösterdiği düşünülerek birleştirilebilir. Bu durumda birinci ve ikinci sınıf için elde edilen tehlike modellleri Eşitlik 3.54 ve 3.55 ile verilmektedir:

$$h_1(j,X) = 1 - \exp\left[-\exp(u_1 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \ldots + \beta_k X_k + \gamma_j)\right] , \quad (3.54)$$

$$h_2(j,X) = 1 - \exp\left[-\exp(u_2 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \ldots + \beta_k X_k + \gamma_j)\right] . \quad (3.55)$$

Eğer $u_2 > u_1$ ise bu durumda ikinci sınıftaki bireyler birinci sınıftaki bireylere göre daha hızlı tepki verir (başarısızlık ile daha erken zamanda karşılaşır). Bu durumda yine rastgele kesişim modeli elde edilir ancak rastgelelik sürekli yaşam süresi dağılımı yerine (Gamma dağılımı gibi) kesikli yaşam süresi dağılımı ile ifade edilir.

Sağdan durdurulmuş örnekleme sahip oldunduğunda, j aralığında dönem uzunluğuna sahip bir bireyin örneklem olabilirlik oranına katkısı, Eşitlik 3.56 ile gösterildiği gibi birinci ve ikinci sınıftaki bireylerin katkılarının ağırlıklandırılmış toplamına eşit olmaktadır.

$$L = \pi L(u_1) + (1-\pi)L(u_2) \quad (3.56)$$

Bu eşitlikte L1 ve L2 Eşitlik 3.57 ve Eşitlik 3.58 ile ifade edilmektedir:

$$L_1 = \left(\frac{h_1(j,X)}{1-h_1(j,X)}\right)^c \prod_{k=1}^{j}\left[(1-h_1(k,X)\right], \quad (3.57)$$

$$L_2 = \left(\frac{h_2(j,X)}{1-h_2(j,X)}\right)^c \prod_{k=1}^{j}\left[(1-h_2(k,X)\right]. \quad (3.58)$$

Burada π birinci sınıfa ait olma olasılığını gösterirken c durdurma gösterge değişkeni olarak adlandırılmaktadır. Ayrıca M tane gizli sınıf olduğu ve j dönem uzunluğuna sahip bir bireyin olabilirlik oranına katkısının $L = \sum_{m=1}^{M} \pi_m L(u_m)$ şeklinde ifade edildiği düşünülmektedir. u_m kitle noktası parametreleri çok değişkenli kesikli dağılımın olabilirlik oranına katkısını tanımlayan parametrelerdir. π_m ise bu parametrelere karşılık gelen olasılıkları ifade etmektedir. Bu nedenle $\sum_m \pi_m = 1$olmaktadır. Seçilecek kitle noktasının kesin bir sayısı yoktur. Ancak uygulamalarda genellikle az sayıda (M=2 veya M=3 gibi) kitle noktası ile çalışılmaktadır [37].

4. UYGULAMA

4.1. Veri Yapısı

Bu bölümde Türkiye İstatistik Kurumundan alınan “Türkiye'de Kadına Yönelik Aile İçi Şiddet Araştırması, 2008” verilerine klasik yaşam çözümlemesinin yanı sıra kesikli yaşam süresi modelleri uygulanmış ve elde edilen sonuçlar incelenmiştir.

“Türkiye’de Kadına Yönelik Aile İçi Şiddet Araştırması 2008”, kadınların yaşadığı aile içi şiddetin büyüklüğü, içeriği, neden ve sonuçları ile risk faktörlerinin anlaşılması amacıyla ülke çapında yürütülmüş kapsamlı bir araştırmadır. Bilindiği üzere kadına yönelik aile içi şiddet kültürel, coğrafi, dini, tolumsal ve ekonomik sınırları aşan küresel düzeyde bir sorundur. İnsan hakları açısından toplumsal cinsiyet temelinde bir insan hakkı ve özgürlük ihlali olan kadına yönelik aile içi şiddet, kadınların toplumsal ve ekonomik yaşamda yerlerini alma haklarından çeşitli biçimlerde yoksun kalmalarına bunun da ötesinde fiziksel ve ruhsal sağlık sorunları yaşamalarına neden olmaktadır. Ayrıca kadına yönelen şiddetin fiziksel, duygusal, ekonomik ve sosyal etkileri sadece kadınlar üzerinde değil çocuklar, aileler ve toplumda da kendini göstermektedir [48]. Bu bağlamda, kadına yönelik şiddetle daha etkili bir şekilde mücadele etmek için hedeflenen politika ve programların oluşturulmasına ve mevcut politika ve programların geliştirilmesine imkan sağlamak ve kadına yönelik şiddet ile ilgili ülke düzeyinde veri oluşturmak amacı ile Türkiye İstatistik Kurumu tarafından yapılan araştırmanın kapsamı, Türkiye sınırları dahilinde bulunan tüm yerleşim yerlerindeki hanehalkları, kapsanan kitle ise hanede bulunan kadınlardır. Araştırmanın soru kağıdı Dünya Sağlık Örgütü’nün “Multi-country Study on Women’s Health and Domestic Violence Against Women” [49] çalışması baz alınarak Türkiye’nin ihtiyaçlarına göre şekillendirilmiştir. Bu araştırmada Türkiye sınırları dahilinde yer alan tüm yerleşim yerlerinden nüfusu 10 001 ve daha fazla olanlar "Kent", 10 000 ve daha az nüfusa sahip olanlar ise "Kır" yerleşim yerleri olarak kullanılmıştır.

Bu tez çalışmasında evlilik süresi yaşam süresi olarak ele alınarak, yaşam çözümlemesi yöntemleri ile incelenmiştir. TÜİK verisi ayrıntılı bir biçimde incelenerek yaşam çözümlemesi yöntemleri kullanılacak biçime dönüştürülmüştür.

TÜİK tarafından yapılan çalışmada %86'lık bir cevaplama oranı ile 12.795 kadın ile görüşülmüştür. Çalışmamıza ilk evliliğini yapan kadınlar içinden evlilik süresi 10 yıl ve daha az olanlar dahil edilmiş, eksik gözlemlerin çıkarılması ile yaşam çözümlemesi için incelenebilen örneklem büyüklüğü 2627 olarak belirlenmiştir.

Yapılan bu çalışmada kadınların ilk evlilikleri ele alınmıştır. Çalışmaya konu olan kadınların evlilik sürelerini etkileyen faktörler yaşam çözümlemesi yöntemleri kullanılarak belirlenmeye çalışılmıştır. Çalışmada, evlilik süreleri (yıl olarak) yaşam süresi olarak alınmıştır. Boşanma durumu ise başarısızlık olarak ifade edilmiştir. Boşanma durumunun gerçekleşmediği gözlemler durdurulmuş olarak tanımlanmıştır. Durdurulmuş gözlemler için evlilik tarihinden çalışmanın yapıldığı 2008 yılına kadar olan süre yaşam süresi olarak tanımlanmıştır. Çalışmaya dahil edilen 2627 kadından 77'sinde (%2.9) başarısızlık ve 2550'sinde (%97.1) durdurma gözlenmiştir. Uygulamada kadının evlendiği yaş (kadın yaş), erkeğin evlendiği yaş (erkek yaş), araştırmanın uygulandığı bölgeler (bölge), yerleşim yeri, düzenli olarak çalışılan iş (kadın_iş), elde edilen kazanç ya da gelir (kadın_gelir), rahatlıkla ziyaret edilebilecek yakınlıkta aile (yakında aile), nikah türü, kadının evliliğe rızası (evliliğe rıza), evlenilirken alınan başlık parası (başlık parası), eşin düzenli olarak çalıştığı iş (erkek iş), eşin başka bir kadın ile ilişkisi olması (ilişki), eşin kadının arkadaşlarıyla görüşmesini kısıtlaması (arkadaş), eşin kadının ailesi ile görüşmesini kısıtlaması (aile), eşin kadın istemediği halde gelirini elinden alması (elden gelir alma), eşin karısını korkutması/tehdit etmesi (tehdit), kadının eşi ile akrabalık durumu (akrabalık), çocuk sayısı (çocuk), eşin alkol kullanması (alkol), eşin kumar oynaması (kumar), eşin uyuşturucu kullanması (uyuşturucu), yaşanılan şiddet olayı sonucunda polise başvurulma durumu (polis), kadının eğitim düzeyi (kadın_eğitim), kadının sosyal güvenlik durumu (kadın sosyal güvenlik), erkeğin eğitim düzeyi (erkek_eğitim), erkeğin sosyal güvenlik durumu (erkek sosyal güvenlik) ve kadının eşinden şiddet görmesi (şiddet) değişkenleri gruplandırılarak çözümlemeye alınmıştır. Bu değişkenler ve değişkenlerin düzeyleri Çizelge 4.1'de verilmiştir.

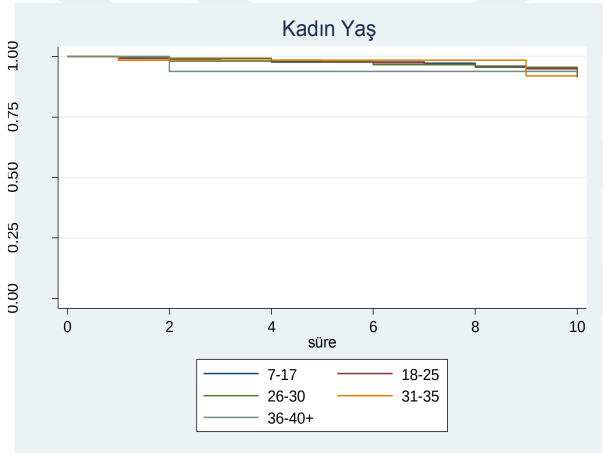
Çizelge 4.1. Kullanılan değişkenler ve düzeyleri

Değişken	Değişken Düzeyleri	Toplam Denek Sayısı (n)	%	Olay Sayısı	Durdurulmuş Denek Sayısı
Kadın Yaş	1. 7-17	373	14.2	14	359
	2. 18-25	1867	71.1	52	1815
	3. 26-30	298	11.3	8	290
	4. 31-35	68	2.6	2	66
	5. 36+	21	0.8	1	20
Erkek Yaş	1. 7-17	12	0.5	2	10
	2. 18-25	1382	52.6	41	1341
	3. 26-30	981	37.3	25	956
	4. 31-35	183	7.0	3	180
	5. 36+	69	2.6	6	63
Bölge	1. Batı	714	27.2	26	688
	2. Güney	248	9.4	8	240
	3. Merkez	607	23.1	24	583
	4. Kuzey	344	13.1	6	338
	5. Doğu	714	27.2	13	701
Yerleşim Yeri	1. Kent	2090	79.6	65	2025
	2. Kır	537	20.4	12	525
Kadın_İş	0. İş Yok	2506	95.4	71	2435
	1. İş Var	121	4.6	6	115
Kadın Gelir	0. Gelir Yok	2155	82.0	34	2121
	1. Gelir Var	472	18.0	43	429
Nikah Türü	1. Resmi	66	2.5	8	58
	2. Dini	81	3.1	10	71
	3. Resmi ve Dini	2480	94.4	59	2421
Evliliğe Rıza	0. Rıza Yok	66	2.5	9	57
	1. Rıza Var	1038	39.5	24	1014
	2. Cevapsız	1523	58.0	44	1479
Başlık Parası	1. Yok	196	7.5	3	193
	2. Var	2431	92.5	74	2357
Yakında Aile	1. Yok	769	29.3	10	759
	2. Var	1858	70.7	67	1791
Erkek-İş	0. İş Yok	855	32.5	50	805
	1. İş Var	32	1.2	2	30
	2. Cevapsız	1740	66.2	25	1715

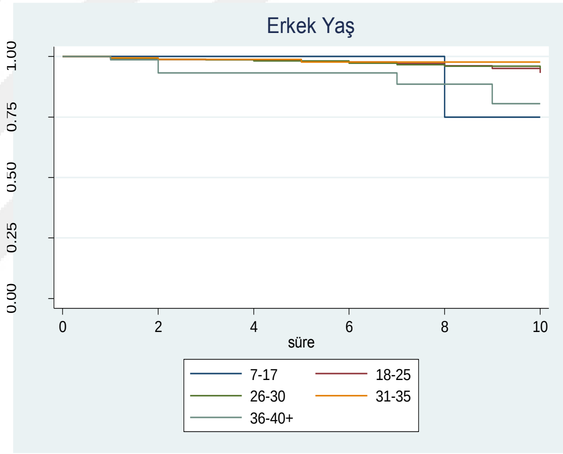
İlişki	0. Yok 1. Var 2. Olabilir 3. Cevapsız	2430 109 26 62	92.5 4.1 1.0 2.4	34 29 8 6	2396 80 18 56
Arkadaş	0. Kısıtlamaz 1. Kısıtlar	2261 366	86.1 13.9	46 31	2215 335
Aile	0.Kısıtlamaz 1.Kısıtlar	2393 234	91.1 8.9	41 36	2352 198
Elden Gelir Alma	0. Cevapsız 1. Evet	2536 91	96.5 3.5	58 19	2478 72
Tehdit	0. Yok 1. Var	2504 123	95.3 4.7	51 26	2453 97
Akrabalık	0. Yok 1. Var 2. Cevapsız	2211 213 203	84.2 8.1 7.7	67 5 5	2144 208 198
Çocuk	0. Yok 1. Kız çocuk 2. Erkek çocuk 3. Hem kız hem erkek çocuk	468 684 878 597	17.8 26.0 33.4 22.7	27 15 26 9	441 669 852 588
Alkol	1. Kullanmıyor 2. Kullanıyor	2418 209	92.0 8.0	51 26	2367 183
Kumar	0. Oynamıyor 1. Oynuyor	2587 40	98.5 1.5	62 15	2525 25
Uyuşturucu	0. Kullanmıyor 1. Kullanıyor	2610 17	99.4 0.6	66 11	2544 6
Polis	0. Başvurulmadı 1. Başvuruldu 2. Cevapsız	824 29 1774	31.4 1.1 67.5	47 9 21	777 20 1753
Kadın_Eğitim	0. İlkokul 1.Ortaokul+İlköğretim 2. Lise 3. Üniversite	1342 338 655 292	51.1 12.9 24.9 11.1	35 13 18 11	1307 325 637 281
Kadın_Sosyal Güvenlik	0. Yok 1. Var	2333 294	88.8 11.2	58 19	2275 275
Erkek_Eğitim	0. İlkokul 1.Ortaokul+İlköğretim 2. Lise 3. Üniversite 4.Cevapsız	810 391 906 505 15	30.8 14.9 34.5 19.2 0.6	24 18 19 13 3	786 373 887 492 12

Erkek_Sosyal Güvenlik	0. Yok	590	22.5	13	577
	1. Var	1875	71.4	43	1832
	2. Bilinmiyor	162	6.2	21	141
Şiddet	0. Yok	1772	67.5	20	1752
	1. Fiziksel	556	21.2	34	522
	2. Fiziksel/Cinsel	214	8.1	20	194
	3. Cinsel	85	3.2	3	82

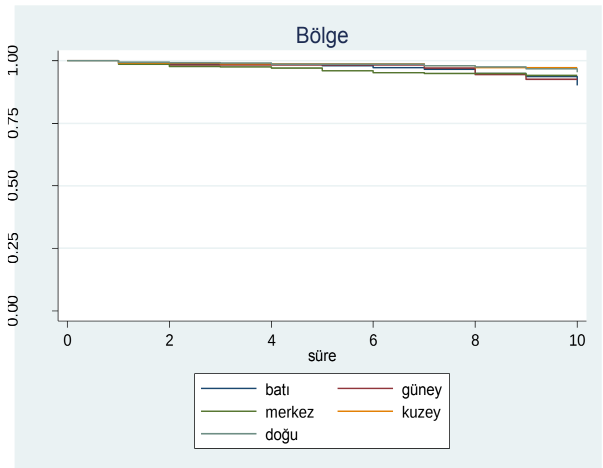
Çalışmada parametrik olmayan yaşam çözümlemesi yöntemlerinden olan Kaplan-Meier yaşam olasılıkları elde edilmiş ve bu olasılıklara ait grafikler Şekil 4.1'de verilmiştir.



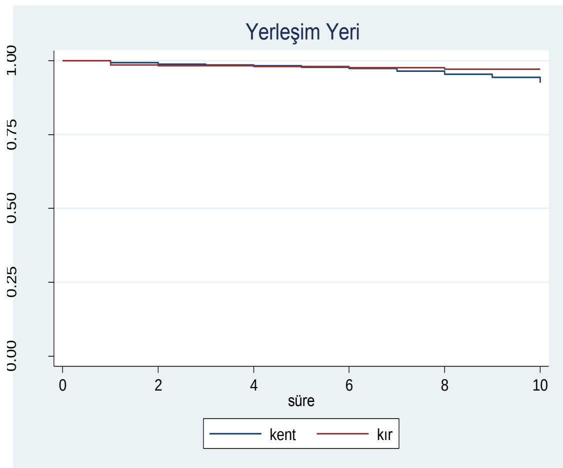
(1) Kadın Yaş



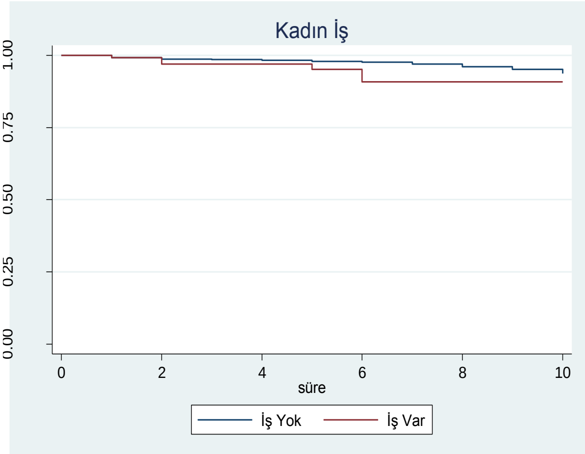
(2) Erkek Yaş



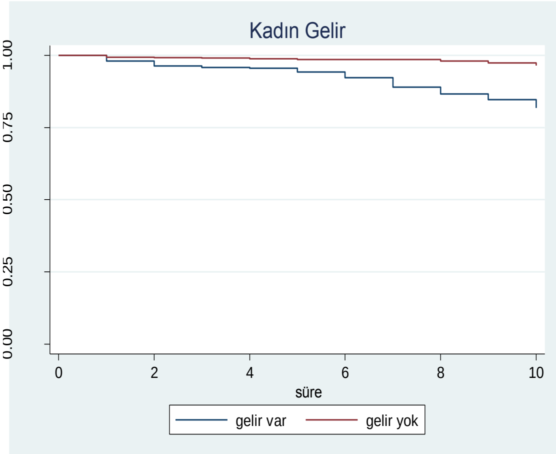
(3) Bölge



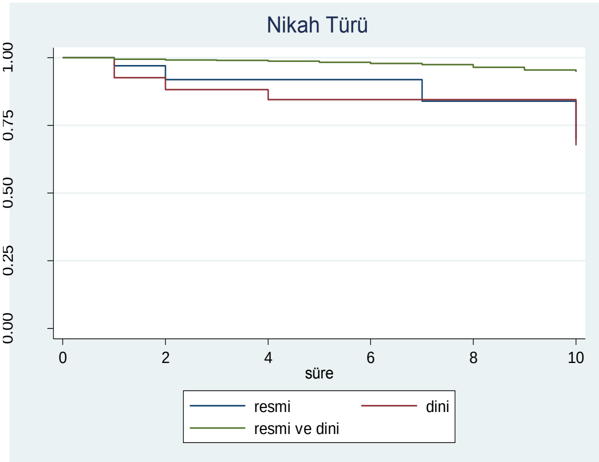
(4) Yerleşim Yeri



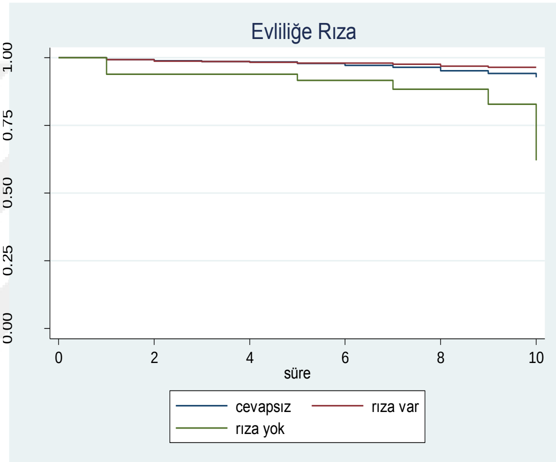
(5) Kadın_İş



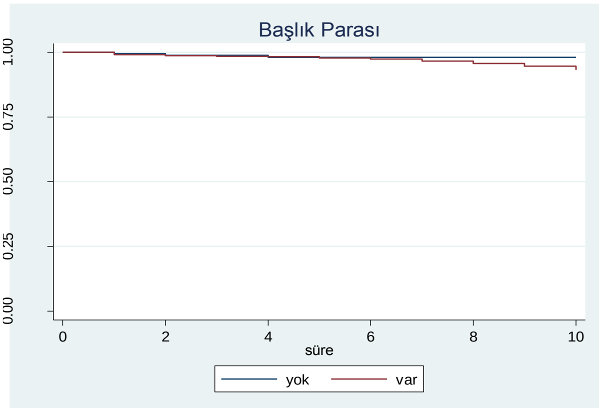
(6) Kadın_Gelir



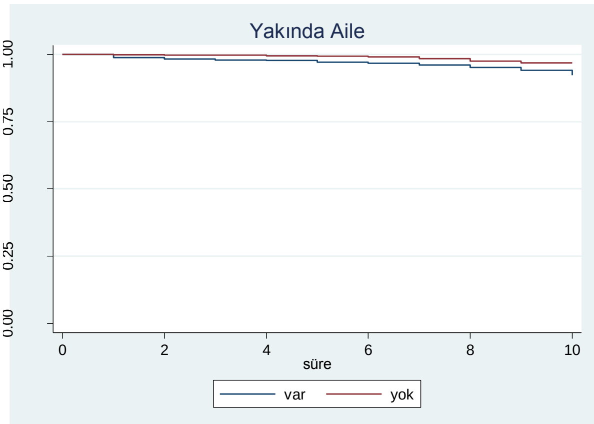
(7) Nikah Türü



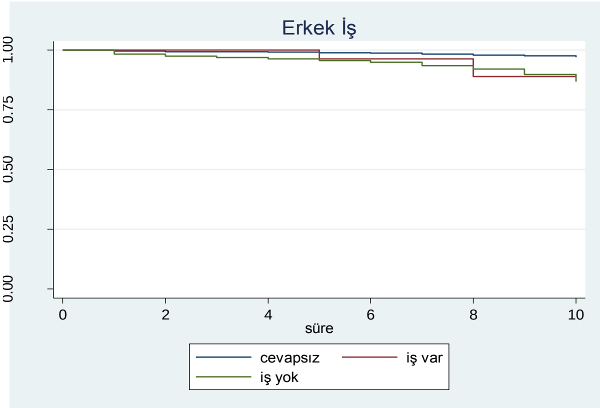
(8) Evliliğe Rıza



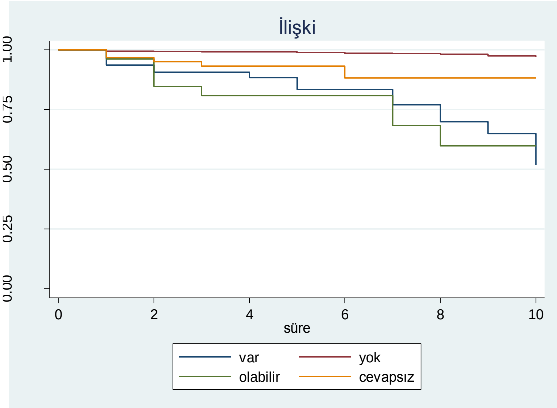
(9) Başlık Parası



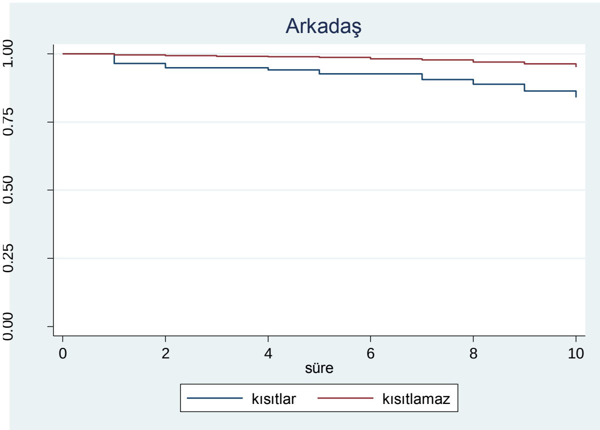
(10) Yakında Aile



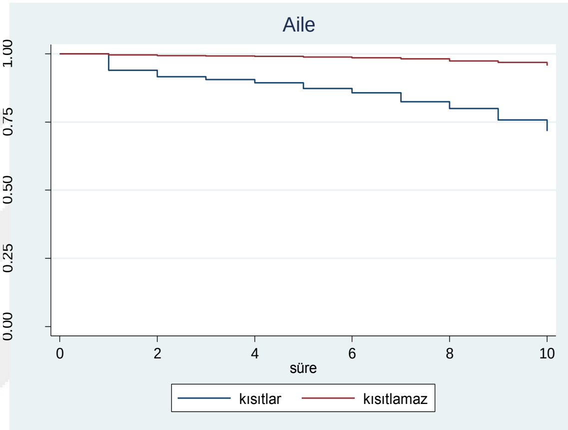
(11) Erkek İş



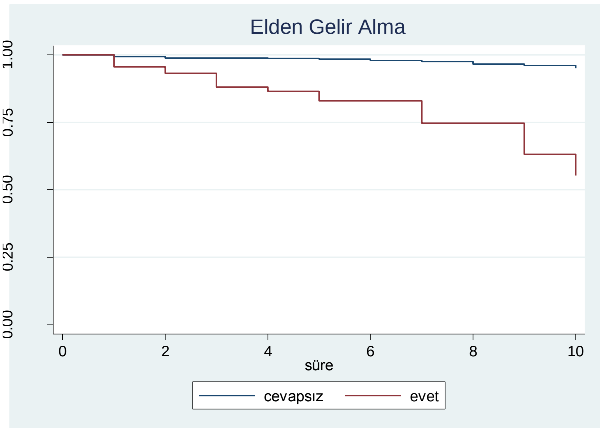
(12) İlişki



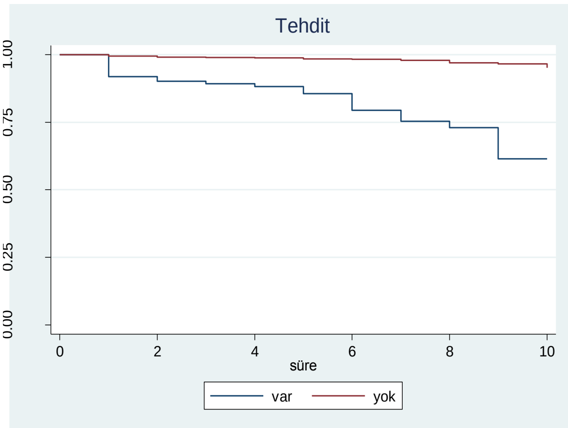
(13) Arkadaş



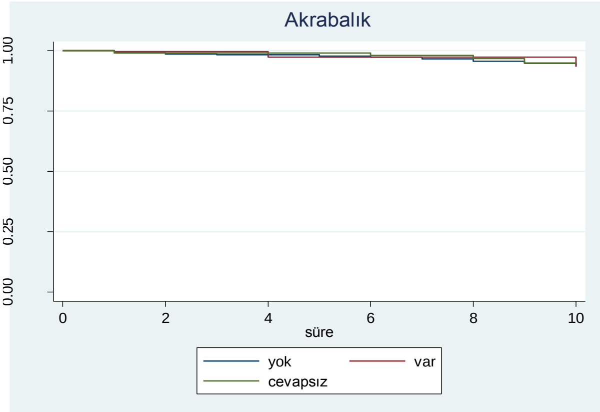
(14) Aile



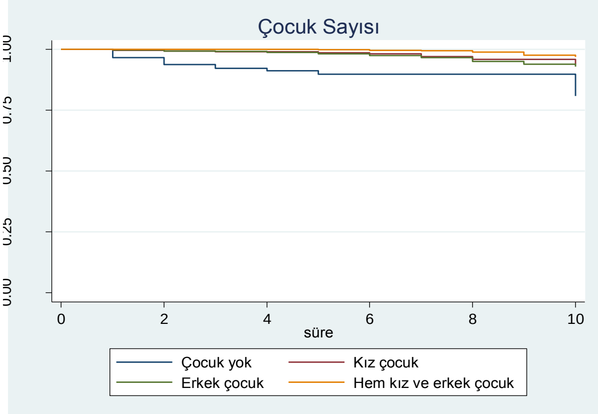
(15) Elden Gelir Alma



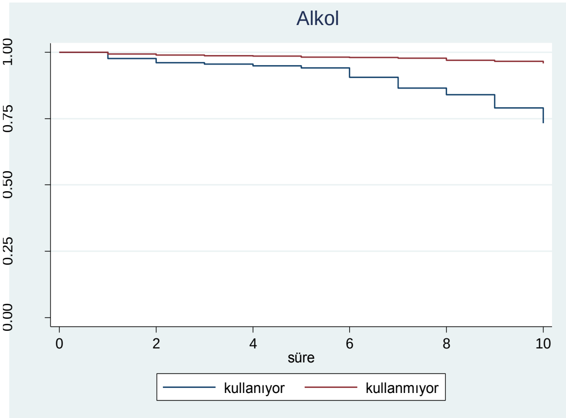
(16) Tehdit



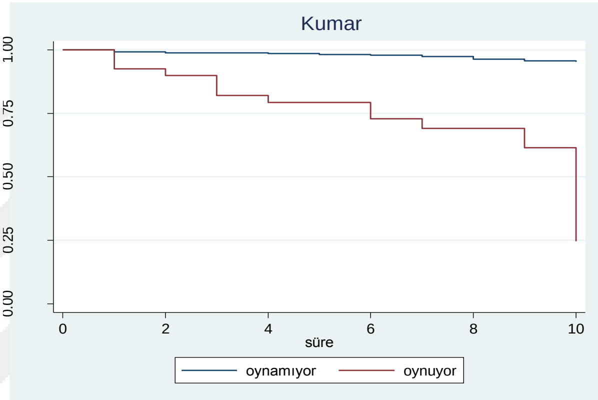
(17) Akrabalık



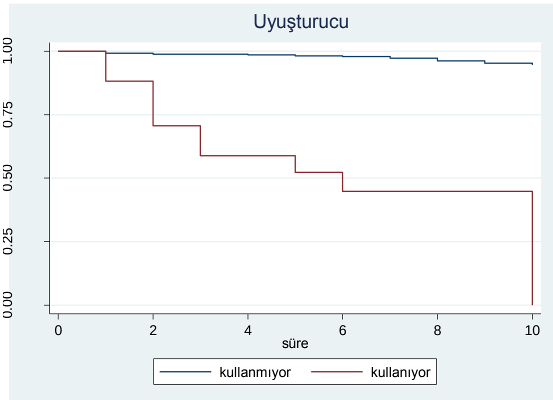
(18) Çocuk



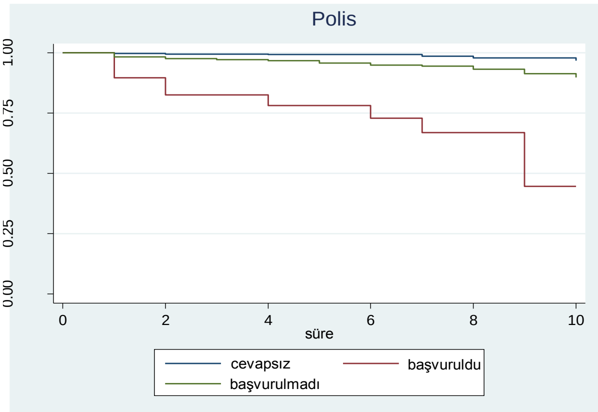
(20) Alkol



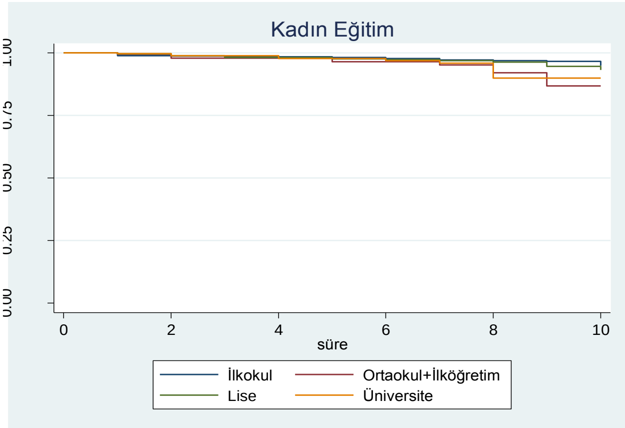
(21) Kumar



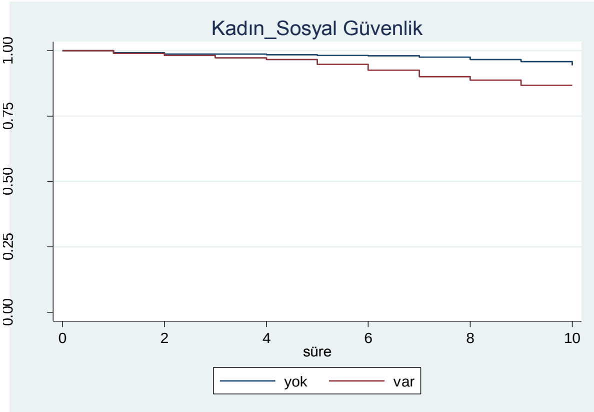
(21) Uyuşturucu



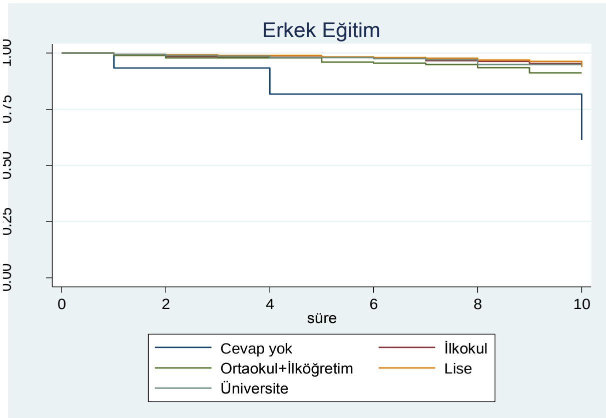
(22) Polis



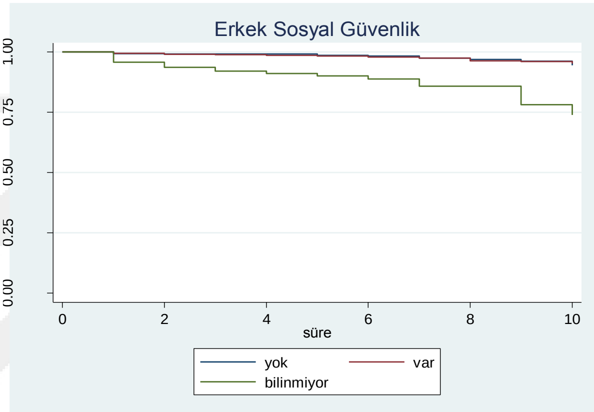
(23) Kadın Eğitim



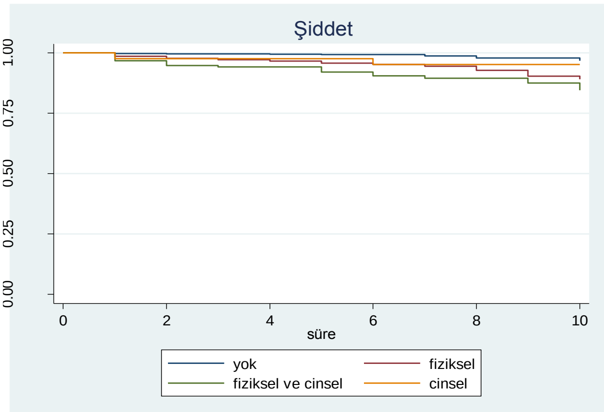
(24) Kadın_Sosyal Güvenlik



(25) Erkek_Eğitim



(26) Erkek_Sosyal Güvenlik



(27) Şiddet

Şekil 4.1. Kaplan-Meier yaşam eğrileri

Şekil 4.1'de değişkenlerin düzeylerine göre yaşam olasılıkları arasındaki değişimler görülebilmektedir. Yaşam eğrileri arasında anlamlı bir farklılık olup olmadığı ise orantılı tehlikeler varsayımını sağlayan değişkenler için log-rank testi, varsayımı sağlamayan değişkenler için Breslow testi kullanılarak incelenebilir. Çizelge 4.6'daki sonuçlar kullanılarak orantısız tehlikelere sahip değişkenler için log-rank yerine Breslow testi kullanılmıştır. Bu testlerin sonuçlarına göre erkek yaş (p=0.002), kadın gelir (p=0.000), nikah türü (p=0.000), evliliğe rıza (p=0.000), erkek iş (p=0.000), ilişki (p=0.000), arkadaş (p=0.000), aile (p=0.000), elden gelir alma (p=0.000), tehdit (p=0.000), çocuk (p=0.000), alkol (p=0.000), kumar (p=0.000), uyuşturucu (p=0.000), polis (p=0.000), kadın sosyal güvenlik (p=0.000), erkek eğitim (p=0.001), erkek sosyal güvenlik (p=0.000), şiddet (p=0.000) ve yakında aile (p=0.002) değişkenlerinin düzeyleri arasında yaşam olasılıkları açısından %95 güven düzeyinde fark olduğu görülmüştür. Diğer değişkenlerin düzeyleri arasında yaşam olasılıkları açısından anlamlı bir farklılık görülmemiştir.

Kaplan-Meier sonuçları Çizelge 4.2.'de verilmiştir:

Çizelge 4.2. Kaplan-Meier sonuçları

		1 YIL		3 YIL		Ortalama			Log_rank
		Birikimli Yaşam	**Std. Hata**	**Birikimli Yaşam**	**Std. Hata**	**Yaşam Süresi**	**Std. Hata**	**%95 Güven Aralığı**	**p**
Genel		0,992	0,002	0,985	0,002	9.773	0.027	(9.721 ; 9.825)	-
Kadın Yaş	1	0.984	0.007	0.977	0.008	9.759	0.074	(9.615 ; 9.903)	0.905
	2	0.993	0.002	0.985	0.003	9.775	0.032	(9.713 ; 9.837)	
	3	0.997	0.003	0.982	0.009	9.788	0.085	(9.622 ; 9.954)	
	4	0.985	0.015	0.920	0.065	9.802	0.145	(9.518 ; 10.086)	
	5	0.938	0.061	_	_	9.500	0.484	(8.551 ; 10.449)	
Erkek Yaş	1	_	_	0.750	0.153	9.500	0.306	(8.900 ; 10.100)	0.002*
	2	0.991	0.002	0.986	0.003	9.789	0.035	(9.720 ; 9.857)	
	3	0.992	0.003	0.985	0.004	9.785	0.044	(9.698 ; 9.872)	
	4	0.995	0.005	0.938	0.009	9.845	0.088	(9.672 ; 10.019)	
	5	0.986	0.014	0.932	0.033	9.773	0.027	(9.721 ; 9.825)	
Bölge	1	0.993	0.003	0.987	0.004	9.757	0.052	(9.656 ; 9.858)	0.098
	2	0.992	0.006	0.982	0.009	9.745	0.090	(9.569 ; 9.922)	
	3	0.987	0.005	0.975	0.006	9.660	0.068	(9.526 ; 9.763)	
	4	0.991	0.005	0.988	0.006	9.857	0.059	(9.742 ; 9.971)	
	5	0.994	0.003	0.991	0.004	9.859	0.042	(9.777 ; 9.942)	
Yerleşim Yeri	1	0.993	0.002	_	_	9.764	0.030	(9.705 ; 9.823)	0.237
	2	0.988	0,002	0,985	0,003	9.807	0.055	(9.698 ; 9.915)	
Kadın_İş	1	0.992	0.002	0985	0,002	9.785	0.026	(9.733 ; 9.837)	0.059
	2	0.992	0.008	0,970	0,017	9.487	0.202	(9.092 ; 9.883)	

Kadın Gelir	0	0,994	0,002	0,991	0,002	9.878	0.022	(9.834 ; 9.921)	0.000*
	1	0,981	0,006	0,958	0,010	9.326	0.102	(9.125 ; 9.527)	
Nikah Türü	1	0.970	0.021	0.920	0.035	9.086	0.346	(8.408 ; 9.765)	0.000*
	2	0.926	0.029	0.845	0.053	8.760	0.424	(7.929 ; 9.591)	
	3	0.994	0.002	0.990	0.002	9.819	0.024	(9.772 ; 9.867)	
Evliliğe Rıza	0	0.939	0.029	0.916	0.037	9.187	0.317	(8.565 ; 9.808)	0.000*
	1	0.992	0.003	0.986	0.004	9.819	0.037	(9.746 ; 9.892)	
	2	0.993	0.002	0.986	0.003	9.761	0.037	(9.689; 9.833)	
Başlık Parası	1	0.995	0.005	0.981	0.011	9.857	0.082	(9.697 ; 10.018)	0.267
	2	0.991	0.002	0.985	0.003	9.767	0.028	(9.712 ; 9.822)	
Yakında Aile	0	0,999	0,001	0,995	0,001	9.901	0.031	(9.839 ; 9.963)	0.002*
	1	0,989	0,002	0,980	0,003	9.720	0.035	(9.651 ; 9.789)	
Erkek_İş	0	0.982	0.004	0.968	0.006	9.547	0.065	(9.419 ; 9.675)	0.000*
	1	0.963	0.036	0.869	0.079	9.667	0.226	(9.223 ; 10.111)	
	2	0.996	0.002	0.992	0.002	9.887	0.024	(9.840 ; 9.993)	
İlişki	0	0.995	0.001	0.993	0.002	9.887	0.020	(9.848 ; 9.927)	0.000*
	1	0.936	0.023	0.884	0.032	8.418	0.289	(7.851 ; 8.984)	
	2	_	_	_	_	7.918	0.631	(6.680 ; 9.155)	
	3	_	_	0.992	0.002	9.240	0.298	(8.656 ; 9.823)	
Arkadaş	0	0.996	0.001	0.991	0.002	9.847	0.024	(9.801 ; 9.893)	0.000*
	1	0.964	0.010	0.941	0.013	9.314	0.123	(9.073 ; 9.555)	
Aile	0	0.997	0.001	0.993	0.002	9.873	0.021	(9.832 ; 9.914)	0.000*
	1	0.940	0.016	0.894	0.021	8.767	0.195	(8.835 ; 9.148)	
Elden Gelir Alma	0	0.993	0.002	0.989	0.002	9.823	0.024	(9.776 ; 9.870)	0.000*
	1	_	_	0.987	0.002	8.419	0.337	(7.759 ; 9.079)	
Tehdit	0	0.995	0.001	0.990	0.002	9.846	0.023	(9.801 ; 9.890)	0.000*
	1	0.919	0.025	0.892	0.028	8.340	0.287	(7.779 ; 8.902)	
Akrabalık	0	0.991	0.002	0.986	0.003	9.763	0.030	(9.704 ; 9.821)	0.736
	1	_	_	0.987	0.002	9.826	0.096	(9.638 ; 10.014)	
	2	0.956	0.021	0.881	0.035	9.828	0.079	(9.674 ; 9.983)	
Çocuk	0	0.966	0.0008	0.922	0.018	9.225	0.167	(8.897 ; 9.553)	0.000*
	1	0.996	0.003	0.991	0.004	9.823	0.048	(9.729 ; 9.918)	
	2	0.997	0.002	0.992	0.003	9.780	0.044	(9.693 ; 9.867)	
	3	-	-	-	-	9.952	0.019	(9.916 ; 9.989)	
Alkol	0	0.993	0.002	0.988	0.002	9.830	0.024	(9.782 ; 9.878)	0.000*
	1	0.976	0.011	0.955	0.015	9.183	0.163	(8.864 ; 9.502)	
Kumar	0	0.993	0.002	0.988	0.002	9.808	0.025	(9.759 ; 9.856)	0.000*
	1	0.925	0.042	0.820	0.062	7.954	0.534	(6.908 ; 9.001)	
Uyuşturucu	0	0.992	0.002	0.988	0.002	9.802	0.025	(9.753 ; 9.851)	0.000*

	1	_	_	0.986	0.002	6.080	0.967	(4.185 ; 7.976)	
Polis	0	0.983	0.005	0.971	0.006	9.595	0.061	(9.476 ; 9.714)	0.000*
	1	0.897	0.057	0.781	0.080	7.621	0.651	(6.345 ; 8.898)	
	2	0.997	0.001	0.994	0.002	9.908	0.022	(9.866 ; 9.951)	
Kadın Eğitim	1	0.988	0.003	0.986	0.003	9.811	0.034	(9.745 ; 9.878)	0.063
	2	0.994	0.004	0.979	0.008	9.600	0.107	(9.389 ; 9.811)	
	3	0.995	0.003	0.982	0.006	9.773	0.560	(9.663 ; 9.883)	
	4	0.997	0.003	0.988	0.007	9.655	0.101	(9.458 ; 9.852)	
Kadın Sosyal Güvenlik	0	0.992	0.002	0.986	0.002	9.812	0.026	(9.762 ; 9.863)	0.000*
	1	0.990	0.006	0.972	0.011	9.438	0.124	(9.196 ; 9.681)	
Erkek Eğitim	1	0.990	0.003	0.983	0.005	9.781	0.047	(9.689 ; 9.873)	0.001*
	2	0.990	0.005	0.978	0.008	9.636	0.085	(9.469 ; 9.803)	
	3	0.993	0.003	0.989	0.004	9.839	0.040	(9.760 ; 9.917)	
	4	0.994	0.003	0.987	0.005	9.776	0.061	(9.656 ; 9.896)	
	5	0.933	0.64	0.933	0.064	8.700	1.033	(6.676 ; 10.724)	
Erkek Sosyal Güvenlik	0	0.993	0.003	0.986	0.005	9.841	0.048	(9.747 ; 9.935)	0.000*
	1	0.994	0.002	0.988	0.003	9.819	0.028	(9.764 ; 9.875)	
	2	0.957	0.016	0.901	0.026	9.009	0.216	(9.586 ; 9.432)	
Şiddet	0	0.997	0.001	0.994	0.002	9.914	0.021	(9.873 ; 9.954)	0.000*
	1	0.986	0.005	0.972	0.007	9.586	0.073	(9.442 ; 9.730)	
	2	0.947	0.015	0.942	0.016	9.290	0.161	(8.974 ; 9.605)	
	3	0.976	0.016	0.952	0.029	9.691	0.175	(9.347 ; 10.034)	
	1	0.986	0.005	0.972	0.007	9.586	0.073	(9.442 ; 9.730)	
	2	0.947	0.015	0.942	0.016	9.290	0.161	(8.974 ; 9.605)	
	3	0.976	0.016	0.952	0.029	9.691	0.175	(9.347 ; 10.034)	

4.2. Cox Orantılı Tehlikeler Modeli Sonuçları

Çalışmada boşanmayı etkileyen faktörlerin belirlenmesi için yaşam modellerinden öncelikle yaygın kullanıma sahip olan Cox regresyon çözümlemesi kullanılmıştır. Cox regresyon çözümlemesinde değişken düzeylerinden biri referans kategorisi olarak alınmakta ve değişken düzeylerinin yorumlanması buna göre yapılmaktadır. Bu çalışmada, modeldeki değişken için $\hat{\beta}$ ve standart hatası (S.H.), p değeri, $\hat{\beta}$ tehlike oranı ($\exp(\hat{\beta})$) ile değişken düzeyleri için tehlike oranının güven aralıkları verilmiştir. $\hat{\beta}$ parametresinin pozitif değer olması bu düzeyin referans kategorisine göre daha fazla riskli olduğunu, $\hat{\beta}$ parametresinin negatif değer olması ise bu düzeyin referans kategorisine göre daha az riskli olduğunu göstermektedir. Tehlike oranı olan $\exp(\hat{\beta})$ değeri ise önemli bulunan düzeyin, referans kategorisine göre kaç kat (ya da % ne kadar) daha riskli olduğu yorumunu getirmektedir.

Çalışmada ele alınan tüm değişkenler için tek değişkenli Cox regresyon çözümlemesi yapılmış ve sonuçlar Çizelge 4.3.'de verilmiştir.

Çizelge 4.3. Tek değişkenli Cox regresyon çözümlemesinin sonuçları

Değişken	$\hat{\beta}$	Std. Hata	p-değeri	$\exp(\hat{\beta})$	$\exp(\hat{\beta})$ için %95 güven aralıkları
Kadın Yaş			0.912		
Kadın Yaş(2)	-0.166	0.302	0.582	0.847	0.469 ; 1.529
Kadın Yaş (3)	-0.153	0.444	0.730	0.858	0.360 ; 2.047
Kadın Yaş (4)	-0.057	0.756	0.940	0.945	0.215 ; 4.159
Kadın Yaş (5)	0.689	1.036	0.506	1.992	0.261 ; 15.185
Erkek Yaş			0.006*		
Erkek Yaş(2)	-1.482	0.725	0.041*	0.227	0.055 ; 0.940
Erkek Yaş (3)	-1.538	0.736	0.037*	0.215	0.051 ; 0.909
Erkek Yaş (4)	-1.924	0.914	0.035*	0.146	0.024 ; 0.876
Erkek Yaş (5)	-0.176	0.818	0.829	0.838	0.169 ; 4.166
Bölge			0.114		
Bölge(2)	-0.053	0.404	0.896	0.949	0.429 ; 2.096
Bölge(3)	0.132	0.283	0.642	1.141	0.655 ; 1.987
Bölge(4)	-0.723	0.453	0.111	0.485	0.200 ; 1.179
Bölge(5)	-0.627	0.340	0.065	0.534	0.275 ; 1.04
Yerleşim Yeri	-0.369	0.314	0.241	0.692	0.374 ; 1.281
Kadın İş	0.780	0.426	0.067	2.182	0.947 ; 5.025
Kadın Gelir	1.736	0.230	0.000*	5.673	3.618 ; 8.897
Nikah Türü			0.000*		
Nikah Türü(2)	0.537	0.477	0.261	1.711	0.671 ; 4.361
Nikah Türü(3)	-1.750	0.377	0.000*	0.174	0.083 ; 0.364
Evlilğe Rıza			0.000*		
Evliliğe Rıza(2)	-1.813	0.391	0.000*	0.163	0.076 ; 0.351
Evliliğe Rıza(3)	-1.422	0.366	0.000*	0.241	0.118 ; 0.494
Başlık Parası	0.640	0.589	0.277	1.897	0.598 ; 6.018
Yakında Aile	1.017	0.339	0.003*	2.764	1.422 ; 5.372
Erkek İş			0.000*		
Erkek İş(2)	-0.192	0.722	0.791	0.826	0.201 ; 3.397
Erkek İş(3)	-1.440	0.245	0.000*	0.237	0.147 ; 0.383
İlişki			0.000*		
İlişki(2)	2.840	0.253	0.000*	17.118	10.424 ; 28.109
İlişki(3)	3.048	0.394	0.000*	21.063	9.738 ; 45.557
İlişki(4)	1.879	0.443	0.030*	6.544	2.747 ; 15.591
Arkadaş	1.470	0.232	0.000*	4.347	2.757 ; 6.856
Aile	2.270	0.229	0.000*	9.681	6.185 ; 15.154
Elden Gelir Alma	2.316	0.265	0.000*	10.136	6.032 ; 17.033
Tehdit	2.445	0.242	0.000*	11.529	7.174 ; 18.528
Akrabalık			0.739		
Akrabalık(2)	-0.237	0.464	0.609	0.789	0.318 ; 1.957
Akrabalık(3)	-0.729	0.464	0.536	0.750	0.302 ; 1.862
Çocuk			0.000*		
Çocuk(2)	-1.766	0.330	0.000*	0.171	0.090 ; 0.326
Çocuk(3)	-1.548	0.286	0.000*	0.213	0.121 ; 0.372

Çocuk(4)	-2.635	0.399	0.000*	0.072	0.033 ; 0.157
Alkol	1.710	0.241	0.000*	5.531	3.448 ; 8.872
Kumar	2.636	0.288	0.000*	13.962	7.941 ; 24.551
Uyuşturucu	3.272	0.326	0.000*	26.358	13.917 ; 49.921
Polis			0.000*		
Polis(2)	1.873	0.365	0.000*	6.509	3.182 ; 13.313
Polis(3)	1.414	0.263	0.000*	0.243	0.145 ; 0.407
Kadın Eğitim			0.072		
Kadın Eğitim(2)	0.770	0.327	0.019	2.160	1.138 ; 4.100
Kadın Eğitim(3)	0.228	0.290	0.433	1.256	0.711 ; 0.219
Kadın Eğitim(4)	0.611	0.347	0.078	1.842	0.934 ; 3.633
Kadın SGK	1.053	0.265	0.000*	2.867	1.707 ; 4.815
Erkek Eğitim			0.500		
Erkek Eğitim(2)	0.514	0.312	0.099	1.672	0.907 ; 3.081
Erkek Eğitim(3)	-0.201	0.308	0.514	0.818	0.448 ; 1.495
Erkek Eğitim(4)	0.011	0.345	0.974	1.012	0.515 ; 1.988
Erkek Eğitim(5)	1.905	0.613	0.002	6.726	2.022 ; 22.377
Erkek SGK			0.000*		
Erkek SGK(2)	-0.060	0.317	0.850	1.062	0.571 ; 1.974
Erkek SGK(3)	1.825	0.353	0.000*	6.203	3.106 ; 12.391
Şiddet			0.000*		
Şiddet(2)	1.508	0.282	0.000*	4.156	2.597 ; 7.852
Şiddet(3)	2.014	0.316	0.000*	7.490	4.028 ; 13.924
Şiddet(4)	1.068	0.619	0.085	2.908	0.864 ; 9.788

Çizelge 4.3.’deki p değerleri incelendiğinde erkek yaş, kadın gelir, nikah türü, evliliğe rıza, yakında aile, erkek iş, ilişki, arkadaş, aile, elden gelir alma, tehdit, çocuk, alkol, kumar, uyuşturucu, polis, kadın sgk, erkek sgk, şiddet değişkenlerinin boşanmayı etkileyen önemli risk faktörleri olduğu %95 güven düzeyinde söylenebilmektedir ($p<0.05$ olduğundan). Önemli bulunan değişkenlerin herbir düzeyine karşılık gelen p değerlerine bakılarak önemli değişken düzeyleri belirlenmektedir. Herbir değişken için ilk düzeyler referans kategorisi olarak alındığından çizelgede yer almamaktadır. Erkek yaş(2), erkek yaş(3), erkek yaş(4), nikah türü(3), evliliğe rıza(2), evliliğe rıza(3), erkek iş(3), ilişki(2), ilişki (3), ilişki(4), çocuk(2), çocuk(3), çocuk(4), polis(2), polis(3), erkek sgk(3), şiddet(2), şiddet(3) düzeyleri önemli olarak bulunmuştur. Buna göre aşağıdaki yorumlar elde edilmiştir:

- Yaşı 7-17 yaş aralığında olan erkekler, yaşı 18-25 yaş arası olan erkeklere göre yaklaşık 4 kat $((1/(\exp(\hat{\beta}) = 0.227) = 4)$, yaşı 7-17 yaş aralığında olan erkekler yaşı 26-30 yaş arasında olan erkeklere gore yaklaşık 5 kat ve yaşı 7-17 yaş aralığında olan erkekler yaşı 31-35 yaş arasında olan erkeklere göre yaklaşık 7 kat daha az boşanma riskine sahiptir.

- Düzenli geliri olan kadınların, düzenli geliri olmayan kadınlara göre yaklaşık 6 kat daha fazla boşanma riskine sahip olduğu görülmektedir.
- Yalnızca resmi nikâhla evlenen kadınlar resmi ve dini nikahla evlenen kadınlara göre 6 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Evliliğe rızası olmayan kadınların, evliliğe rızası olup olmadığına cevap vermek istemeyen kadınlara gore yaklaşık 4 kat, evliliğe rızası olan kadınlara göre ise yaklaşık 6 kat daha az boşanma riskine sahip olduğu da elde edilen değerlerden görülebilmektedir.
- Ailesi yakınında olan kadınlar, yakında ailesi olmayan kadınlara göre yaklaşık 3 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Eşinin işi olmayan kadınlar, eşinin işi olup olmadığını cevaplamayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olan kadınlar, eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olmayan kadınlara göre 17 kat, eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olabileceğini düşünen kadınlar eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olmayan kadınlara göre yaklaşık 21 kat ve eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olup olmadığına cevap vermeyen kadınlar eşinin başka bir kadınla ilişkisi olmayan kadınlara göre yaklaşık 6 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Eşi tarafından arkadaşları ile görüşmesi kısıtlanan kadınlar arkadaşları ile görüşmesi eşi tarafından kısıtlanmayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha fazla boşanma riskine sahip iken eşi tarafından ailesi ile görüşmesi kısıtlanan kadınlar ailesi ile görüşmesi kısıtlanmayan kadınlara göre yaklaşık 10 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Kocası tarafından geliri elinden alınan kadınların ilgili soruyu cevapsız bırakan kadınlara göre yaklaşık 10 kat daha fazla boşanma riskine sahip olduğu elde edilen sonuçlardan görülmektedir.
- Eşi tarafından tehdit gören kadınlar eşi tarafından tehdit görmeyen kadınlara göre yaklaşık 11 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Hiç çocuğu olmayan kadınlar, kız çocuğu olan kadınlara gore yaklaşık 6 kat, erkek çocuğu olan kadınlara göre yaklaşık 5 kat ve hem kız hem erkek çocuğu olan kadınlara göre yaklaşık 14 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Eşi alkol kullanan kadınlar eşi alkol kullanmayan kadınlara göre yaklaşık 5 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.

- Eşi kumar oynayan kadınlar eşi kumar oynamayan kadınlara göre yaklaşık 14 kat, eşi uyuşturucu kullanan kadınlar eşi uyuşturucu kullanmayan kadınlara göre yaklaşık 26 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Yaşanılan şiddet olayı sonucunda polise başvuran kadınlar polise başvurmayan kadınlara göre yaklaşık 6 kat daha fazla boşanma riskine sahipken, ilgili soruyu cevaplamayan kadınlar polise başvurmayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Herhangi bir sosyal güvencesi olan kadınlar, sosyal güvencesi olmayan kadınlara göre 3 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Eşinin sosyal güvencesi olup olmadığını bilmeyen kadınların boşanma riski eşinin herhangi bir sosyal güvencesi olmayan kadınlara göre yaklaşık 6 kat daha fazladır.
- Son olarak eşinden fiziksel şiddet gören kadınlar eşinden şiddet görmeyen kadınlara göre yaklaşık 4 kat, eşinden cinsel şiddet gören kadınlar ise eşinden şiddet görmeyen kadınlara gore yaklaşık 7 kat daha fazla boşanma riskine sahip olduğu Çizelge 4.3‘teki sonuçlara bakılarak elde edilen yorumlar arasındadır.

Tüm değişkenler modele dahil edilerek çoklu Cox regresyon modeli very kümesine uygulanmıştır. Olabilirlik fonksiyonları için Efron, Kesin Marjinal ve Breslow yöntemleri ile sonuçlar elde edilmiştir. Modellerin anlamlılığını test etmek için olabilirlik oranı (LR) test istatistiği kullanılmış ve tüm modellerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu ($p < 0.05$) görülmüştür. Model seçiminde ise yöntemleri karşılaştırmak için Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Bayesci Bilgi Kriteri (BIC) kullanılmış ve elde edilen sonuçlar Çizelge 4.4’de verilmiştir:

Çizelge 4.4. Yöntemlerin karşılaştırılması

Model	-2Log(L)	AIC	BIC
Breslow	750.40	849.72	1137.45
Efron	734.89	834.89	1128.49
Kesin Marjinal	514.98	614.99	908.60

Çizelge 4.4 incelendiğinde AIC ve BIC değerlerine göre Kesin marjinal yöntem ile Cox regresyon modelinin en uygun model olduğu görülmektedir. Bu yöntem uygulandığında elde edilen sonuçlar Çizelge 4.5’de verilmiştir.

Çizelge 4.5. Çok değişkenli Cox regresyon çözümlemesinin sonuçları

Değişken	$\hat{\beta}$	Std. Hata	p-değeri	$\exp(\hat{\beta})$	$\exp(\hat{\beta})$ için %95 güven aralıkları
Kadın Yaş(2)	0.660	0.847	0.131	1.936	0.822 ; 4.561
Kadın Yaş (3)	-0.073	0.601	0.910	0.930	0.262 ; 3.298
Kadın Yaş (4)	0.753	2.025	0.429	2.124	0.328 ; 13.757
Kadın Yaş (5)	-0.484	0.911	0.743	0.616	0.034 ; 11.182
Erkek Yaş(2)	-3.049	0.047	0.002*	0.047	0.007 ; 0.335
Erkek Yaş (3)	-2.803	0.061	0.005*	0.061	0.009 ; 0.430
Erkek Yaş (4)	-3.786	0.030	0.004*	0.023	0.002 ; 0.295
Erkek Yaş (5)	-2.418	0.118	0.068	0.089	0.007 ; 1.201
Bölge(2)	-0.911	0.210	0.081	0.402	0.144 ; 1.119
Bölge(3)	0.008	0.369	0.983	1.008	0.492 ; 2.065
Bölge(4)	-0.045	0.488	0.929	0.956	0.351 ; 2.599
Bölge(5)	-1.572	0.105	0.002*	0.208	0.077 ; 0.559
Yerleşim Yeri	0.310	0.534	0.427	1.364	0.634 ; 2.936
Kadın İş	0.151	0.723	0.809	1.163	0.344 ; 3.932
Kadın Gelir	1.466	1.538	0.000*	4.331	2.159 ; 8.687
Nikah Türü(2)	1.274	2.781	0.101	3.577	0.779 ; 16.420
Nikah Türü(3)	-1.403	0.158	0.029*	0.246	0.070 ; 0.867
Evliliğe Rıza(2)	-0.931	0.253	0.147	0.394	0.112 ; 1.387
Evliliğe Rıza(3)	-0.777	0.321	0.266	0.460	0.117 ; 1.806
Başlık Parası	-0.317	0.523	0.659	0.728	0.178 ; 2.979
Yakında Aile	0.991	1.155	0.021*	2.693	1.162 ; 6.242
Erkek İş(2)	1.070	2.671	0.243	2.916	0.484 ; 17.561
Erkek İş(3)	-0.874	0.183	0.046*	0.417	0.177 ; 0.984
İlişki(2)	1.945	2.386	0.000*	6.996	3.585 ; 13.652
İlişki(3)	0.887	1.538	0.162	2.427	0.701 ; 8.401
İlişki(4)	1.259	1.913	0.020*	3.522	1.215 ; 10.210
Arkadaş	-0,536	0,245	0,257	0,585	0.257 ; 1.330
Aile	1,738	2,361	0.000*	5,688	2.521 ; 12.832
Elden Gelir Alma	0,453	0,689	0,301	1,573	0.666 ; 3.714
Tehdit	0,473	0,619	0,220	1,604	0.754 ; 3.416
Akrabalık(2)	-1,830	0,146	0,044*	0,160	0.027 ; 0.956
Akrabalık(3)	-0,087	0,516	0,877	0,917	0.304 ; 2.763
Çocuk(2)	-2,067	0,053	0,000*	0,127	0.056 ; 0.289
Çocuk(3)	-1,954	0,053	0,000*	0,142	0.068 ; 0.295
Çocuk(4)	-3,170	0,022	0,000*	0,042	0.015 ; 0.119
Alkol	0,393	0,563	0,301	1,481	0.703 ; 3.120
Kumar	0,151	0,747	0,814	1,163	0.331 ; 4.094
Uyuşturucu	0,502	1,025	0,419	1,651	0.489 ; 5.572
Polis(2)	1,097	1,762	0,062	2,996	0.946 ; 9.485
Polis(3)	0,712	2,619	0,580	2,037	0.164 ; 25.309
Kadın Eğitim(2)	0,502	0,676	0,220	1,652	0.740 ; 3.685
Kadın Eğitim(3)	-0,049	0,415	0,911	0,952	0.405 ; 2.237
Kadın Eğitim(4)	0,068	0,746	0,922	1,070	0.273 ; 4.196
Kadın SGK	0,575	0,909	0,260	1,778	0.653 ; 4.840
Erkek Eğitim(2)	-0,122	0,377	0,775	0,886	0.384 ; 2.041
Erkek Eğitim(3)	-0,689	0,221	0,117	0,502	0.212 ; 1.188
Erkek Eğitim(4)	-0,684	0,328	0,293	0,505	0.141 ; 1.807
Erkek Eğitim(5)	-0,250	0,861	0,821	0,779	0.089 ; 6.806
Erkek SGK(2)	0,631	0,757	0,117	1,880	0.854 ; 4.138
Erkek SGK(3)	0,487	0,861	0,357	1,627	0.577 ; 4.589
Şiddet(2)	2,141	11,037	0,099	8,504	0.668 ; 18. 243
Şiddet(3)	1,483	5,953	0,272	4,408	0.312 ; 12.203
Şiddet(4)	1,286	5,466	0,395	3,618	0.187 ; 19.888

Çizelge 4.5.'deki p değerleri incelendiğinde erkek yaş(2), erkek yaş(3), erkek yaş(4), bölge(5), kadın gelir, nikah türü(3), yakında aile, erkek iş (3), ilişki (2), ilişki (4), aile, akrabalık(2), çocuk(2), çocuk(3), çocuk(4) değişkenlerinin boşanmayı etkileyen önemli risk faktörleri olduğu %95 güven düzeyinde söylenebilmektedir ($p<0.05$ olduğundan). Buna göre aşağıdaki yorumlar elde edilmiştir:

- Yaşı 7-17 yaş aralığında olan erkekler, yaşı 18-25 yaş arası olan erkeklere göre yaklaşık 21 kat $((1/\exp(\hat{\beta})=21.2))$, yaşı 26-30 yaş aralığında olan erkeklere göre yaklaşık 16 kat ve yaşı 31-35 yaş aralığında olan erkeklere gore yaklaşık 43 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Batı bölgesinde oturan kadınların, doğu bölgesinde oturan kadınlara göre yaklaşık 5 kat daha az boşanma riskine sahip olduğu da Çizelge 4.5'deki sonuçlara bakılarak elde edilmektedir.
- Düzenli geliri olan kadınların, düzenli geliri olmayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha fazla boşanma riskine sahip olduğu görülmektedir.
- Yalnızca resmi nikâhla evlenen kadınlar resmi ve dini nikahla evlenen kadınlara göre 4 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Ailesi yakınında olan kadınlar, yakında ailesi olmayan kadınlara göre yaklaşık 3 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Eşinin işi olmayan kadınlar, eşinin işi olup olmadığını cevaplamayan kadınlara göre yaklaşık 2 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olabileceğini düşünen kadınlar, eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olmayan kadınlara gore yaklaşık 7 kat, eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olup olmadığına cevep vermeyen kadınlar eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olmayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Eşi tarafından ailesi ile görüşmesi kısıtlanan kadınlar ailesi ile görüşmesi kısıtlanmayan kadınlara göre yaklaşık 6 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Eşi ile arasında akrabalık ilişkisi olmayan kadınlar, aralarında akrabalık ilişkisi olan kadınlara göre yaklaşık 6 kat daha az boşanma riskine sahiptrir.
- Son olarak, hiç çocuğu olmayan kadınlar, kız çocuğu olan kadınlara gore yaklaşık 8 kat, erkek çocuğu olan kadınlara göre yaklaşık 7 kat ve hem kız hem erkek çocuğu olan kadınlara göre yaklaşık 24 kat daha az boşanma

riskine sahip olduğu da Çizelge 4.5‘deki sonuçlara bakılarak elde edilen yorumlar arasındadır.

Tekli ve çoklu Cox regresyon çözümlemesi sonuçları Çizelge 4.3 ve Çizelge 4.5’de verilmiştir. Daha önce belirtilmiş olduğu gibi, Cox regresyon çözümlemesi orantılı tehlikeler varsayımına sahiptir. Bu nedenle ilgili varsayımının incelenmesi gerekmektedir. Ancak uygulamalarda genellikle bu varsayım incelenmeden analizler yapılmaktadır. Bu kapsamda çalışmamızda veri yapısının sürekli olduğu varsayımı altında orantılı tehlikeler varsayımı incelenmeden elde edilen sonuçları görmek için Cox regresyon modeli sonuçları elde edilmiştir.

Belirli bir değişken için Schoenfeld artıkları ile bireylerin başarısızlık sürelerinin rankı arasındaki korelasyon kullanılarak orantılı tehlikeler varsayımı incelenebilmektedir. Bu çalışmada da orantılı tehlikeler varsayımı Schoenfeld artıkları ile yaşam süresinin rankı arasındaki korelasyon testi ile incelenmiştir. Bu test istatistiği için yokluk hipotezi “orantılı tehlikler varsayımı sağlanmaktadır” biçiminde kurulmuştur.

Çizelge 4.6. Shoenfeld artıkları ile yaşam süresinin rankı arasındaki korelasyon çözümlemesinin sonuçları

	Pearson Korelasyon Katsayısı					
	p değeri					
	Kadın Yaş(2)	**Kadın Yaş(3)**	**Kadın Yaş(4)**	**Kadın Yaş(5)**	**Erkek Yaş(2)**	**Erkek Yaş(3)**
Yaşam süresinin rankı	0.4465	0.1826	0.7295	0.7845	0.3889	0.2620
	Erkek Yaş(4)	**Erkek Yaş(5)**	**Bölge(2)**	**Bölge(3)**	**Bölge(4)**	**Bölge(5)**
Yaşam süresinin rankı	0.2511	0.7063	0.9117	0.3350	0.0408	0.5947
	Yerleşim Yeri	**Kadın İş**	**Kadın Gelir**	**Nikah Türü(2)**	**Nikah Türü(3)**	**Evliliğe Rıza(2)**
Yaşam süresinin rankı	0.0043*	0.7169	0.5170	0.7024	0.2253	0.0694
	Evliliğe Rıza(3)	**Başlık Parası**	**Yakında Aile**	**Erkek İş(2)**	**Erkek İş(3)**	**İlişki(2)**
Yaşam süresinin rankı	0.0122*	0.9899	0.8525	0.5938	0.5282	0.3679
	İlişki (3)	**İlişki (4)**	**Arkadaş**	**Aile**	**Elden Gelir Alma**	**Tehdit**

Yaşam süresinin rankı	0.4582	0.4153	0.3842	0.5559	0.4925	0.8284
	Akrabalık (2)	**Akrabalık (3)**	**Çocuk (2)**	**Çocuk(3)**	**Çocuk(4)**	**Alkol**
Yaşam süresinin rankı	0.5686	0.2703	0.1185	0.0611	0.0019*	0.0317*
	Kumar	**Uyuşturucu**	**Polis(2)**	**Polis(3)**	**Kadın Eğitim(2)**	**Kadın Eğitim(3)**
Yaşam süresinin rankı	0.3342	0.2843	0.0008*	0.8204	0.4923	0.4251
	Kadın Eğitim(4)	**Kadın SGK**	**Erkek Eğitim(2)**	**Erkek Eğitim(3)**	**Erkek Eğitim(4)**	**Erkek Eğitim(5)**
Yaşam süresinin rankı	0.0513	0.4938	0.7298	0.6462	0.4678	0.0771
	Erkek SGK(2)	**Erkek SGK(3)**	**Şiddet(2)**	**Şiddet(3)**	**Şiddet(4)**	
Yaşam süresinin rankı	0.6919	0.2927	0.7548	0.5268	0.3252	

Çizelge 4.6.da, yerleşim yeri, evliliğe rıza (3), çocuk(4), alkol, polis(2) değişkenleri için %95 güven düzeyinde orantılı tehlikeler varsayımının sağlanmadığı görülmektedir. Diğer tüm değişkenler için p değeri 0.05 değerinden büyüktür ve bu test istatistiğine göre orantılı tehlikeler varsayımı %95 güven düzeyinde sağlanmaktadır. Ancak veri kümesinin tamamı için varsayım test edildiğinde bu test istatistiği için p=0.022 olarak elde edildiğinden orantılı tehlikeler varsayımının bu veri kümesi için sağlanmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle, orantılı tehlikeler varsayımı sağlanmadığından klasik yaşam modellerinden olan Cox regresyon çözümlemesinin sonuçlarını kullanmak yanıltıcı sonuçlar elde edilmesine neden olabilir. Bu durumda Cox regresyon modeli yerine tabakalandırılmış ya da genişletilmiş Cox regresyon modeli kullanılabilir. Ancak, orantılı tehlikeler varsayımını sağlamayan çok fazla değişken olduğu için orantısız tehlikeler için kullanılabilen tabakalandırılmış Cox regresyon modelinin kurulmasında güçlükler olmaktadır. Çünkü verinin 10 tabakadan oluşan gruplara ayrılması bilgi kaybına neden olmaktadır. Genişletilmiş Cox regresyon modelinde özellikle birden fazla açıklayıcı değişkende orantısız tehlikeler görülüyorsa, zamanın fonksiyonunu belirlemek için kesin kurallar yoktur. Bu nedenle buradaki kullanımı uygun olmayacaktır.

Yukarıda belirtilen sebeplerin tamamı, veri yapısı kesikli olduğunda kesikli yaşam modellerinin kullanımını desteklemektedir.

4.3. Kesikli Yaşam Süresi Modeli Sonuçları

Yaşam süresi modellemesi ile ilgili yapılan çalışmalarda genellikle ilgilenilen sürecin tamamen sürekli olduğu varsayılmıştır. Fakat bu varsayım çoğu yaşam süresi verilerin yapısına uygun olmamaktadır. Bu varsayımdan dolayı yaşam süreleri yanlış ölçülmekte ve yukarıda da görülebileceği gibi kesikli yaşam süresi verileri için güvenilir olmayan sonuçlar elde edilmektedir.

Tez çalışmasının bu bölümünde verilerimize kesikli yaşam süresi modelleri uygulanmış olup tamamlayıcı log-log ve kesikli yaşam süresi için logit modellerine ilişkin sonuçlar sırasıyla Çizelge 4.7 ve Çizelge 4.8.'de verilmiştir.

Çizelge 4.7. Tamamlayıcı log-log modelinin sonuçları

Değişken	$\hat{\beta}$	Std. Hata	p-değeri	exp($\hat{\beta}$)	$\hat{\beta}$ için güven aralıkları
Yıl(2)	-0.600	0.577	0.298	0.549	-1.730 ; 0.530
Yıl(3)	-2.067	0.810	0.011*	0.127	-3.656 ; -0.479
Yıl(4)	-2.169	0.850	0.011*	0.114	-2.836 ; -0.503
Yıl(5)	-1.173	0.666	0.078	0.309	-2.480 ; 0.133
Yıl(6)	-1.421	0.748	0.057	0.241	-2.887 ; 0.044
Yıl(7)	-1.511	0.781	0.053	0.221	-3.040 ; 0.019
Yıl(8)	-0.967	0.663	0.144	0.380	-2.266 ; 0.332
Yıl(9)	-0.973	0.766	0.204	0.378	-2.474 ; 0.528
Yıl(10)	-2.328	0.852	0.006*	0.097	-3.998 ; -0.658
Kadın Yaş(2)	0.678	0.462	0.143	1.069	-0.229 ; 1.584
Kadın Yaş (3)	0.316	0.698	0.650	1.372	-1.051 ; 1.683
Kadın Yaş (4)	0.573	1.033	0.579	1.773	-1.452 ; 2.598
Kadın Yaş (5)	0.834	1.725	0.629	2.303	-2.547 ; 4.216
Erkek Yaş(2)	-3.668	1.215	0.003*	0.026	-6.048 ; -1.287
Erkek Yaş (3)	-3.492	1.228	0.004*	0.030	-5.899 ; -1.085
Erkek Yaş (4)	-3.879	1.433	0.007*	0.021	-6.687 ; -1.072
Erkek Yaş (5)	-3.856	1.658	0.020*	0.021	-7.106 ; -0.606
Bölge(2)	-1.104	0.582	0.058	0.332	-2.244 ; 0.037
Bölge(3)	-0.010	0.421	0.981	0.990	-0.835 ; 0.816
Bölge(4)	-0.087	0.522	0.868	0.917	-1.110 ; 0.937
Bölge(5)	-1.700	0.548	0.002*	0.183	-2.775 ; -0.625
Yerleşim Yeri	-0.242	0.424	0.567	0.785	-1.073 ; 0.588
Kadın İş	-0.414	0.673	0.539	0.661	-1.733 ; 0.906
Kadın Gelir	2.082	0.403	0.000*	8.019	1.292 ; 2.872
Nikah Türü(2)	0.544	0.872	0.533	1.723	-1.165 ; 2.252
Nikah Türü(3)	-1.403	0.720	0.052	0.246	-2.814 ; 0.009
Evliliğe Rıza(2)	-2.017	0.662	0.002*	0.133	-3.315 ; -0.719
Evliliğe Rıza(3)	-1.847	0.659	0.005*	0.158	-3.139 ; -0.555
Başlık Parası	0.104	0.732	0.887	1.110	-1.330 ; 1.539
Yakında Aile	1.059	0.443	0.017*	2.884	0.191 ; 1.927

Erkek İş(2) Erkek İş(3)	-1.182 -1.456	0.946 0.448	0.211 0.001*	3.262 0.233	-0.671 ; 3.036 -2.335 ; -0.577
İlişki(2) İlişki(3) İlişki(4)	2.332 1.149 1.341	0.381 0.756 0.608	0.000* 0.129 0.027*	10.294 3.156 3.823	1.585 ; 3.078 -0.333 ; 2.632 0.150 ; 2.532
Arkadaş	-0.658	0.470	0.161	0.518	-1.579 ; 0.263
Aile	1.376	0.454	0.002*	3.957	0.485 ; 2.266
Elden Gelir Alma	0.623	0.500	0.213	1.865	-0.357 ; 1.604
Tehdit	0.652	0.458	0.155	1.919	-0.246 ; 1.549
Akrabalık(2) Akrabalık(3)	0.471 -0.745	0.673 0.706	0.484 0.292	1.601 0.475	-0.848 ; 1.789 -2.129 ; 0.640
Çocuk(2) Çocuk(3) Çocuk(4)	-0.838 -0.512 -1.088	0.541 0.485 0.666	0.122 0.292 0.102	0.433 0.600 0.337	-1.898 ; 0.223 -1.463 ; 0.440 -2.394 ; 0.218
Alkol	1.022	0.410	0.013*	2.778	0.218 ; 1.825
Kumar	0.883	0.653	0.176	2.418	-0.397 ; 2.162
Uyuşturucu	0.689	0.790	0.383	1.992	-0.859 ; 2.238
Polis(2) Polis(3)	0.700 1.621	0.663 3.586	0.291 0.651	2.014 5.057	-0.600 ; 2.000 -5.408 ; 8.650
Kadın Eğitim(2) Kadın Eğitim(3) Kadın Eğitim(4)	0.211 -0.410 -0.175	0.490 0.469 0.713	0.667 0.383 0.807	1.235 0.664 0.840	-0.750 ; 1.171 -1.329 ; 0.510 -1.571 ; 1.222
Kadın SGK	0.087	0.567	0.878	1.091	-1.025 ; 1.198
Erkek Eğitim(2) Erkek Eğitim(3) Erkek Eğitim(4) Erkek Eğitim(5)	-0.653 -0.802 -1.092 -1.398	1.107 1.101 1.090 1.170	0.555 0.467 0.316 0.232	0.520 0.448 0.336 0.247	-2.824 ; 1.517 -2.960 ; 1.357 -3.228 ; 1.044 -3.692 ; 0.895
Erkek SGK(2) Erkek SGK(3)	0.805 0.646	0.449 0.573	0.073 0.260	2.236 1.907	-0.075 ; 1.684 -0.478 ; 1.769
Şiddet(2) Şiddet(3) Şiddet(4)	3.398 2.307 2.048	3.592 3.614 3.675	0.344 0.523 0.577	29.912 10.044 7.750	-3.642 ; 10.439 -4.777 ; 9.391 -5.155 ; 9.251

Çizelge 4.7.’deki p değerleri incelendiğinde yıl(3), yıl(4), yıl(10) erkek yaş(2), erkek yaş(3),erkek yaş(4), erkek yaş(5), bölge(5), kadın gelir, evliliğe rıza(2), evliliğe rıza(3), yakında aile, erkek iş (3), ilişki (2), ilişki(4), aile ve alkol değişkenlerinin boşanmayı etkileyen önemli risk faktörleri olduğu %95 güven düzeyinde söylenebilmektedir ($p<0.05$ olduğundan). Buna göre aşağıdaki yorumlar elde edilmiştir:

- Bir yıllık evli olan çiftler, üç yıldır evli olan çiftlere göre yaklaşık 8 kat $((1/\exp(\hat{\beta})=7.8))$, dört yıldır evli olan çiftlere göre yaklaşık 9 kat ve 10 yıldır evli olan çiftlere göre yaklaşık 10 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Yaşı 7-17 yaş aralığında olan erkekler, yaşı 18-25 yaş arası olan erkeklere gore yaklaşık 38 kat, 26-30 yaş arasında olan erkeklere gore yaklaşık 33 kat, yaşı 31-35 yaş arasında olan erkeklere gore yaklaşık 48 kat ve 36 yaş ve üzeri olan erkeklere göre yaklaşık 48 kat daha az boşanma riskine sahiptir.

- Batı bölgesinde oturan kadınların, doğu bölgesinde oturan kadınlara göre yaklaşık 5 kat daha az boşanma riskine sahip olduğu da Çizelge 4.8'deki sonuçlara bakılarak elde edilmektedir.
- Düzenli bir geliri olan kadınlar, düzenli bir geliri olmayan kadınlara göre yaklaşık 8 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Evliliğe rızası olmayan kadınlar rızası olan kadınlara göre yaklaşık 8 kat, rızası olup olmadığını cevaplamayan kadınlara göre yaklaşık 6 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Ailesi yakınında olan kadınlar, yakında ailesi olmayan kadınlara göre yaklaşık 3 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Eşinin işi olmayan kadınlar, eşinin işi olup olmadığını cevaplamayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olan kadınlar, eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olmayan kadınlara gore yaklaşık 10 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir. Eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olup olmadığına cevep vermeyen kadınlar ise eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olmayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Eşi tarafından ailesi ile görüşmesi kısıtlanan kadınlar ailesi ile görüşmesi kısıtlanmayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Son olarak, eşi alkol kullanan kadınların eşi alkol kullanmayan kadınlara göre yaklaşık 3 kat daha fazla boşanma riskine sahip olduğu da Çizelge 4.7'deki sonuçlara bakılarak elde edilen yorumlar arasındadır.

Çizelge 4.8. Logit modelin sonuçları

Değişken	$\hat{\beta}$	**Std. Hata**	**p-değeri**	exp($\hat{\beta}$)	$\hat{\beta}$ **için güven aralıkları**
Yıl(2)	-0,606	0,638	0,343	0,546	-1.857 ; 0.645
Yıl(3)	-2,129	0,907	0,019*	0,119	-3.906 ; -0.352
Yıl(4)	-1,874	0,927	0,043*	0,153	-3.692 ; -0.057
Yıl(5)	-0,933	0,761	0,220	0,394	-2.424 ; 0.559
Yıl(6)	-1,411	0,850	0,097	0,244	-3.077 ; 0.255
Yıl(7)	-1,359	0,865	0,116	0,257	-3.054 ; 0.337
Yıl(8)	-0,804	0,761	0,291	0,448	-2.295 ; 0.687
Yıl(9)	-0,891	0,847	0,293	0,410	-2.552 ; 0.770
Yıl(10)	-2,415	0,969	0,013*	0,089	-4.315 ; -0.515
Kadın Yaş (2)	0.745	0.530	0.160	2.105	-0.293 ; 1.783
Kadın Yaş (3)	0.258	0.801	0.747	1.295	-1.313 ; 1.829
Kadın Yaş (4)	0.600	1.148	0.601	1.823	-1.649 ; 2.849
Kadın Yaş (5)	0.110	2.131	0.959	1.116	-4.068 ; 4.827

Erkek Yaş (2) Erkek Yaş (3) Erkek Yaş (4) Erkek Yaş (5)	--4.349 -4.128 -4.582 -4.494	1.432 1.440 1.627 1.872	0.002* 0.004* 0.005* 0.016*	0.013 0.016 0.010 0.011	-7.155 ; -1.543 -6.950 ; -1.306 -7.771 ; -1.393 -8.163 ; -0.825
Bölge(2) Bölge(3) Bölge(4) Bölge(5)	-0.947 0.119 -0.047 -1.761	0.659 0.497 0.577 0.612	0.151 0.800 0.935 0.004*	0.338 1.126 0.954 0.172	-2.240 ; 0.345 -0.797 ; 1.034 -1.177 ; 1.083 -2.961 ; -0.562
Yerleşim Yeri	-0,274	0,468	0,559	0,761	-1.190 ; 0.643
Kadın İş	-0,299	0,733	0,683	0,741	-1.737 ; 1.138
Kadın Gelir	2,347	0,458	0,000*	10,459	1.450 ; 3.245
Nikah Türü(2) Nikah Türü(3)	0.817 -1.524	0.984 0.797	0.407 0.056	2.263 0.218	-1.113 ; 2.746 -3.086 ; 0.037
Evliliğe Rıza(2) Evliliğe Rıza(3)	-2.252 -1.918	0.767 0.753	0.003* 0.011*	0.105 0.147	-3.754 ; -0.750 -3.393 ; -0.443
Başlık Parası	0,208	0,820	0,800	1,231	-1.399 ; 1.814
Yakında Aile	1,198	0,489	0,014*	3,315	0.239 ; 2.158
Erkek İş(2) Erkek İş(3)	1.063 -1.715	1.063 0.499	0.317 0.001*	2.896 0.180	-1.020 ; 3.146 -2.692 ; -0.738
İlişki(2) İlişki(3) İlişki(4)	2.638 1.329 1.475	0.449 0.942 0.725	0.000* 0.158 0.042*	13.987 3.778 4.372	1.758 ; 3.519 -0.518 ; 3.176 0.055 ; 2.896
Arkadaş	-0,708	0,527	0,179	0,493	-1.742 ; 0.326
Aile	1,594	0,516	0,002*	4,925	0.584 ; 2.605
Elden Gelir Alma	0,809	0,569	0,155	2,247	-0.307 ; 1.925
Tehdit	0,828	0,529	0,117	2,289	-0.208 ; 1.864
Akrabalık(2) Akrabalık(3)	0.532 -0.899	0.742 0.819	0.474 0.272	1.702 0.407	-0.922 ; 1.986 -2.504 ; 0.706
Çocuk(2) Çocuk(3) Çocuk(4)	-0.997 -0.648 -1.297	0.607 0.563 0.744	0.101 0.250 0.081	0.369 0.523 0.273	-2.186 ; 0.193 -1.752 ; 0.455 -2.756 ; 0.161
Alkol	1,040	0,472	0,027*	2,831	0.116 ; 1.965
Kumar	1,039	0,763	0,173	2,826	-0.456 ; 2.533
Uyuşturucu	0,664	0,942	0,481	1,942	-1.183 ; 2.510
Polis(2) Polis(3)	0.824 2.982	0.789 4.344	0.297 0.492	2.280 19.724	-0.723 ; 2.371 -5.533 ; 11.497
Kadın Eğitim(2) Kadın Eğitim(3) Kadın Eğitim(4)	0.228 -0.502 -0.208	0.541 0.529 0.779	0.673 0.343 0.789	1.256 0.605 0.812	-0.832 ; 1.287 -1.540 ; 0.535 -1.735 ; 1.319
Kadın SGK	-0,058	0,629	0,926	0,943	-1.291 ; 1.174
Erkek Eğitim(2) Erkek Eğitim(3) Erkek Eğitim(4) Erkek Eğitim(5)	-0.218 -0.531 -1.036 1.026	0.548 0.515 0.719 1.270	0.691 0.302 0.150 0.419	0.804 0.588 0.355 2.790	-1.292 ; 0.856 -1.539 ; 0.478 -2.445 ; 0.374 -1.463 ; 3.515
Erkek SGK(2) Erkek SGK(3)	0.964 0.896	0.507 0.654	0.057 0.171	2.621 2.449	-0.031 ; 1.958 -0.031 ; 1.958
Şiddet(2) Şiddet(3) Şiddet(4)	4.676 3.453 3.233	4.355 4.344 4.432	0.283 0.427 0.466	107.372 31.583 25.360	-3.860 ; 13.212 -5.061 ; 11.966 -5.454 ; 11.920

Son olarak. Çizelge 4.8.'deki p değerleri incelendiğinde yıl(3), yıl(4), yıl(10) erkek yaş(2), erkek yaş(3),erkek yaş(4), erkek yaş(5), bölge(5), kadın gelir, evliliğe rıza(2), evliliğe rıza(3), yakında aile, erkek iş (3), ilişki (2), ilişki(4), aile ve alkol değişkenlerinin boşanmayı etkileyen önemli risk faktörleri olduğu %95 güven düzeyinde söylenebilmektedir ($p<0.05$ olduğundan). Buna göre aşağıdaki yorumlar elde edilmiştir:

- Bir yıllık evli olan çiftler, üç yıldır evli olan çiftlere göre yaklaşık 8 kat $((1/\exp(\beta)=7.8))$, dört yıldır evli olan çiftlere göre yaklaşık 6 kat ve 10 yıldır evli olan çiftlere göre yaklaşık 11 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Yaşı 7-17 yaş aralığında olan erkekler, yaşı 18-25 yaş arası olan erkeklere gore yaklaşık 77 kat, 26-30 yaş arasında olan erkeklere gore yaklaşık 62 kat, yaşı 31-35 yaş arasında olan erkeklere gore yaklaşık 100 kat ve 36 yaş ve üzeri olan erkeklere göre yaklaşık 91 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Batı bölgesinde oturan kadınların, doğu bölgesinde oturan kadınlara göre yaklaşık 6 kat daha az boşanma riskine sahip olduğu da Çizelge 4.7'deki sonuçlara bakılarak elde edilmektedir.
- Düzenli bir geliri olan kadınlar, düzenli bir geliri olmayan kadınlara göre yaklaşık 10 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Evliliğe rızası olmayan kadınlar rızası olan kadınlara göre yaklaşık 10 kat, rızası olup olmadığını cevaplamayan kadınlara göre yaklaşık 7 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Ailesi yakınında olan kadınlar, yakında ailesi olmayan kadınlara göre yaklaşık 3 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Eşinin işi olmayan kadınlar, eşinin işi olup olmadığını cevaplamayan kadınlara göre yaklaşık 6 kat daha az boşanma riskine sahiptir.
- Eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olan kadınlar, eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olmayan kadınlara gore yaklaşık 14 kat daha az boşanma riskine sahiptir. Eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olup olmadığına cevep vermeyen kadınlar ise eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olmayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Eşi tarafından ailesi ile görüşmesi kısıtlanan kadınlar ailesi ile görüşmesi kısıtlanmayan kadınlara göre yaklaşık 5 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir.
- Son olarak, eşi alkol kullanan kadınların eşi alkol kullanmayan kadınlara göre yaklaşık 3 kat daha fazla boşanma riskine sahip olduğu da Çizelge 4.8'deki sonuçlara bakılarak elde edilen yorumlar arasındadır.

Kesikli yaşam süresi modellerinden tamamlayıcı log-log ve logit modeler kullanılarak elde edilen sonuçlar Çizelge 4.7 ve 4.8 ile verilmiştir. Modellerin anlamlılığını test etmek için olabilirlik oranı (LR) test istatistiği kullanılmış ve tüm modellerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu ($p < 0.05$) görülmüştür. Model seçiminde ise Yöntemleri karşılaştırmak için Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Bayesci Bilgi Kriteri (BIC) kullanılmış ve elde edilen sonuçlar Çizelge 4.9'de verilmiştir:

Çizelge 4.9. Kesikli yaşam süresi modellerinin karşılaştırılması

Model	-2Log(L)	AIC	BIC
Tamamlayıcı Log-Log	293.3	419.26	789.20
Logit	295.6	421.58	791.53

Çizelge 4.9 incelendiğinde AIC ve BIC değerlerine göre aralarında çok büyük farklılıklar olmamakla birlilkte tamamlayıcı log-log modelininin en uygun model olduğu görülmektedir.

5. SONUÇLAR

Bu çalışmada yaşam çözümlemesi hakkında genel bilgiler verilmiş ve yaşam çözümlemesinde kesikli yaşam süresi modelleri incelenmiş ve kullanılabileceği durumlar ortaya koyulmuştur.

Kesikli yaşam süresi modelleri, ilk defa 1972 yılında Cox tarafından kesikli ve eş zamanlı gözlemler için önerilmiş ve bu modeller lojistik regresyonun bir benzeri olarak tanımlanmıştır. Genel olarak bilinen ve kullanılan iki tane kesikli yaşam süresi modeli vardır. Bunlar logit model ve tamamlayıcı log-log modelidir. Uygulamalarda, tamamlayıcı log log ve logit modelleri aynı süre bağımlılığı özelliklerini taşımaktadır. Bu modellerde tehlike oranları göreceli olarak küçük olduğu sürece aynı X değerleri benzer tahminlerin elde edilmesini sağlamaktadır.

Tezin uygulamasında, Türkiye İstatistik Kurumunun 2015 yılında da gerçekleştirdiği Türkiye'de kadına yönelik aile içi şiddet çalışması geç açıklandığı için çalışmanın başladığı yıl elde edilebilir olan “Türkiye'de Kadına Yönelik Aile İçi Şiddet Araştırması 2008” verileri ele alınmıştır. Çalışmada boşanmayı etkileyen faktörlerin belirlenmesi için yaşam modelleri içerisinden öncelikle yaygın kullanıma sahip olan Cox regresyon çözümlemesi kullanılmıştır. Ancak, veri kümesinde orantılı tehlikeler varsayımının sağlanmadığı, bu nedenle klasik yaşam modellerinden olan Cox regresyon çözümlemesinin sonuçlarını kullanmanın yanıltıcı sonuçlara sebep olabilceği görülmüştür.

Uygulamanın ikinci bölümünde incelenen verilere kesikli yaşam süresi modelleri uygulanmış olup tamamlayıcı log-log ve kesikli yaşam süresi için logit modellerine ilişkin sonuçlar elde edilmiştir. Tamamlayıcı log-log ve logit modelleri karşılaştırıldığında, beklenildiği üzere aralarında çok büyük farklılıkların olmadığı ancak tamamlayıcı log-log modelininin veri yapısına biraz daha uygun olduğu görülmüştür. Tamamlayıcı log-log modelinden elde edilen sonuçlara göre; bir yıllık evli olan çiftler, üç yıldır evli olan çiftlere göre yaklaşık 8 kat, dört yıldır evli olan çiftlere göre yaklaşık 9 kat ve 10 yıldır evli olan çiftlere göre yaklaşık 10 kat daha az boşanma riskine sahiptir. Ayrıca, yaşı 7-17 yaş aralığında olan erkekler, yaşı 18-25 yaş arası olan erkeklere gore yaklaşık 38 kat, 26-30 yaş arasında olan erkeklere gore yaklaşık 33 kat, yaşı 31-35 yaş arasında olan erkeklere gore yaklaşık 48 kat ve 36 yaş ve üzeri olan erkeklere göre yaklaşık 48 kat daha az boşanma riskine sahiptir. Batı bölgesinde oturan kadınların, doğu bölgesinde oturan kadınlara göre yaklaşık 5 kat daha az boşanma riskine sahip olduğu da tamamlayıcı log-log modelinin sonuçlarına bakılarak elde edilmektedir. Düzenli bir geliri olan kadınlar, düzenli bir geliri olmayan kadınlara göre yaklaşık 8 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir. Evliliğe rızası olmayan kadınlar rızası olan kadınlara göre yaklaşık 8 kat, rızası olup olmadığını cevaplamayan kadınlara göre yaklaşık 6 kat daha az boşanma riskine sahiptir. Ailesi yakınında olan kadınlar, yakında ailesi olmayan kadınlara göre yaklaşık 3 kat daha fazla boşanma riskine sahip iken eşinin işi olmayan kadınlar, eşinin işi olup olmadığını cevaplamayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha az boşanma riskine sahiptir. Eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olan kadınlar, eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olmayan kadınlara gore yaklaşık 10 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir. Eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olup olmadığına cevep vermeyen kadınlar ise eşinin başka bir kadın ile ilişkisi olmayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir. Eşi tarafından ailesi ile görüşmesi kısıtlanan kadınlar ailesi ile görüşmesi kısıtlanmayan kadınlara göre yaklaşık 4 kat daha fazla boşanma riskine sahiptir. Son olarak, eşi alkol kullanan kadınların eşi alkol kullanmayan kadınlara göre yaklaşık 3 kat daha fazla boşanma riskine sahip olması da elde edilen sonuçlar arasında yer almaktadır.

Ülkemizde, boşanmaya ilişkin çalışmalarda boşanmanın etkileri ve nedenlerine ilişkin sosyolojik yorumlar birçok çalışmada görülmektedir. Ancak bu çalışmada amacımızın sosyolojik yorumlarda bulunmak değil boşanma süresini incelediğimiz verilerin yapısının kesikli yaşam modellere daha uygun olduğunu gösterebilmek olduğunu belirtmemiz gerekmektedir.

Son olarak, sürekli yaşam modelleri sağlık bilimleri alanında kullanılan durdurulmuş veri yapısına daha uygun olabilirken, kesikli yaşam modelleri özellikle sosyal bilimler alanındaki durdurulmuş veri yapısına daha uygun sonuçlar ve yorumlar getirebilmektedir.

KAYNAKLAR

[1] Cox, D.R., Regression models and life-tables, *Journal of the Royal Statistical Society*,Series B, 34, 187-220, **1972.**

[2] Allison, P.D., *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*, SAS Institute, Cary, NC, SAS Institute, Inc., **1995.**

[3] Smith, T., Smith, B., *Survival Analysis And The Application Of Cox's Proportional Hazards Modeling Using SAS*, Department of Defense Center for Deployment Health Research, Naval Health Research Center, San Diego, CA, **1972.**

[4] Collett, D., *Modelling Survival Data in Medical Research*, London, Chapman&Hall, **1994.**

[5] Kalbfleisch, JD, Prentice, RL., *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York , Wiley, **1980.**

[6] Pope, C. A., Thun, M., Namboodiri, M., Dockery, D., Evans, J., Speizer, F., and Heath, C., Particulate air pollution as a predictor of mortality in a prospective study of U.S. adults, *American Journal Respiratory Critical Care Medicine*, 151, 669–674, **1995.**

[7] Geskus, R., B., On the inclusion of prevalent cases in HIV/AIDS natural history studies through a marker-based estimate of time since seroconversion, *Statistics in Medicine,* 19, 1753–1769, **2000.**

[8] Crowley, J. and Hu, M., Covariance Analysis of Heart Transplant Survival Data, *Journal of the American Statistical Association*, 72, 27–36, **1977.**

[9] Hannan, M., Carroll, G.R., Dynamics of formal political structure, *Sociological Rev*, 46, 19-35, **1981.**

[10] Usui, C., Welfare State Development in a World System Context: Event History Analysis of First Social Insurance Legislation, *Cambridge University Press*, 254-77, **1994.**

[11] Box-Steffensmeier, J., Jones, B.,Time Is of the Essence: Event History Models in Political Science, *American Journal of Political Science*, 41, 1414-1461, **1997.**

[12] Olzak, S., Analysis of Events in the Study of Collective Action, *Annual Review of Sociology*, 15, 119–41, **1989.**

[13] Mills, M., Johnston, A. D., DiPrete, T. A., Globalization and Men's Job Mobility in the United States, *Uncertainty and Men's Careers: An International Comparison*, 328–62, **2006.**

[14] Blossfeld, H., P., Mills, M., A Causal Approach to Interrelated Family Events: A Cross-national Comparison of Cohabitation, Nonmarital Conception, and Marriage, Special Issue on Longitudinal Methodology, *Canadian Studies in Population,* 28(2), 409- 437, **2001.**

[15] Collett, D., *Modelling Survival Data in Medical Research*. Chapman& Hall/CRC, London, **2010.**

[16] Lee, E., Wang J., *Statistical Methods for Survival Data Analysis*, Wiley & Sons, Haboken , New Jersey, **2003.**

[17] Yeğen, D., *Yaşam Çözümlemesinde Zayıflık Modelleri,* Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara, **2015.**

[18] Wienke, A., *Frailty Models In Survival Analysis,* Chapman&Hall, Florida, **2011.**

[19] Klein, J.P., Moeschberger, M.L., *Multivariate survival analysis. Survival Analysis Techniques for Censored and Truncated Data*, Springer, New York, 405-422, **1997.**

[20] Hosmer, D.W., Lemeshow, S., *Applied Survival Analysis: Regression Modelling Of Time To Event Data*, Wiley&Sons, New York, **1999.**

[21] Therneau, T. M., Grambsch, P. M., *Modelling Survival Data: Extending the Cox Model*, Springer, New York, **2000.**

[22] Persson, I., Essays on the Assumption of Proportional Hazards in Cox Regression, http://www.divaportal.org/diva/get.Document?urn_nbn_se_uu_diva_1628-1_fulltext.pdf, **2012.**

[23] Ata, N., *Yaşam Çözümlemesinde Orantısız Hazard Modeli,* Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara, **2005.**

[24] Kalbfleisch, J.D., Prentice, R.L., *The Statistical Analysis Of Failure Time Data, Second Edition*, Wiley&sons, New York, **2002.**

[25] Schoenfeld, D., Partial residuals for the proportional hazards model, *Biometrika*, 69, 551-55 **1982.**

[26] Harrell, Frank.E., PHGLM procedure, *SAS supplemental Library User's Guide, Version 5 Edition*, SAS Institute, Cary, N.C., **1986.**

[27] Gill, R.D., Schumacher, M., A simple test for the proportional hazards assumption, *Biometrika*, 74, 289-300, **1987.**

[28] Grambsch, P., Thernau, T.,Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals, *Biometrika,* 81, 515-526, **1994.**

[29] Quentin, R., Ruimy, R., Rosenau, A., Musser, J. M. & Christen, R. Genetic identification of cryptic genospecies of Haemophilus causing urogenital and neonatal infections by PCR using specificprimers targeting genes coding for 16S rRNA.J, *Clinic Microbiology* 34,1380–1385, **1996.**

[30] Ngandu, N.H., An Emprical Comparision of Statistical Tests For Assessing the Proportional Hazards Assumption of Cox's Model*, Statistics in Medicine*.,16, 611-626, **1997.**

[31] Chung, M.D., Song, I.H.,Combined therapy consisting of intraarterial cisplatin infusion and systemic interferon-α for hepatocellular carcinoma patients with major portal vein thrombosis or distant metastasis, *Cancer*, Volume 88, 1986–1991, **2000.**

[32] Arjas, E., A graphical method for assessing goodness of fit in Cox's proportional hazards model, *Journal of the American Statistical Association*, 83, 204-212, **1988.**

[33] Anderson, P.K., Borgan, Gill, R.D., Keiding, N., Linear nonparametric tests for comparison of counting process with application to censored survival data, *International Statistical Review*, 50, 219-258, **1982.**

[34] Nardi, M. Schemper, Comparing Cox and Parametric Models in Clinical Studies, *Statistics in Medicine*, 22, 3597-3610, **2003.**

[35] Brace, Paul, Melinda Gann Hall, Laura Langer, Judicial Choice and the Politics of Abortion: Institutions, Context, and the Autonomy of Courts, *Albany Law Review*, 62(4), 1265-1304, **1999.**

[36] Box-Steffensmeier, M., J., Jones, S. B., *Event History Modelling,* Cambridge Universtiy Press, **2004.**

[37] Jenkins, S. P., *Survival Analysis,* 18 July **2005.**

[38] Xie, H., McHugo, G., Sengupta, A., Drake, R. Using discrete-time analysis to examine patterns of remission from substance use disorder among persons with severe mental illness, *Mental Health Services Research,* 5:55-64, **2003.**

[39] Yang, C.C.,Bayesian Discrete Time Survival Analysis of Multivariate Reoccurrable Events: Surviving Early Depressive Moods, *Journal of Research on Measurement & Statistics*, 12, 1-18, **2004.**

[40] A., Eleuteri, M.S.H., Aung, A.F.G., Taktak, B., Damato, P.J.G., Lisboa, Continuous and discrete time survival analysis: neural network approaches, *Engineering in Medicine and Biology Society,* 5420-5423 **2007.**

[41] Hess, W., M. Persson, S. Rubenbauer and J. Gertheiss, The Varying Effects of Distance on The Survival of Trade Flows, paper presented at *European Trade Study Group (ETSG) 13th Annual Conference*, Copenhagen, Denmark, **2011.**

[42] Jenkins, S., Survival Analysis, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK, **2005.**

[43] Bergstrom, R., Edin, P-A, Time aggregation and the distributional shape of unemployment duration, *Journal of Applied Econometrics*, 7, 5-30,Jan.-Marc, **1992.**

[44] Petersen, T, Time-aggregation bias in continuous-time hazard-rate models, *Sociological Methodology 1991*, Blackwell, Cambridge MA, **1991**.

[45] Petersen, T., Koput K.W, Time-aggregation hazard-rate models with covariates, *Sociological Methods and Research*, 21, 2551, **1992.**

[46] Sueyoshi, G.T., Edin, P-A, A class of binary response models for grouped duration data, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 411-43 , **1995.**

[47] Jenkins, S.P., Easy ways to estimate discrete time duration models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 57*, 129-138, **1995.**

[48] Ergöçmen B., Üner S., Yiğit E., Türkiye'de Kadına Yönelik Şiddet, Ankara, **2009.**

[49] García-Moreno, C.; Jansen, H. A. F. M.; Ellsberg, M.; Heise, L.; Watts, C, *WHO multi-country study on women's health and domestic violence against women: initial results on prevalance, health outcomes and women's responses*, World Health Organisation, **2005.**

ÖZGEÇMİŞ

Kimlik Bilgileri

Adı Soyadı : Hilal ÖLMEZ HOSTA

Doğum Yeri : Ankara

Medeni Hali : Evli

E-posta : hilolmez@hotmail.com

Adresi : Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı Avrupa Birliği ve Mali Yardımlar Dairesi Başkanlığı. 713. Sokak No:4 Yıldızevler Mahallesi. Çankaya/ANKARA

Eğitim

Lise : 2004-2008

Lisans : 2008-2012 Hacettepe Üniversitesi İstatistik Bölümü

Yüksek Lisans : 2012-2016 Hacettepe Üniversitesi İstatistik Bölümü

Yabancı Dil ve Düzeyi

İngilizce. çok iyi

İş Deneyimi

2013- Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı Avrupa Birliği Mali Yardımlar Dairesi Başkanlığı Avrupa Birliği Uzman Yardımcısı (Sözleşme Yöneticisi)

Deneyim Alanları

İnsan kaynaklarının geliştirilmesi alanında Avrupa Birliği tarafından finanse edilen projelerin uygulaması, yönetimi ve denetimi

Tezden Üretilmiş Projeler ve Bütçesi

Tezden Üretilmiş Yayınlar

Tezden Üretilmiş Tebliğ ve/veya Poster Sunumu ile Katıldığı Toplantılar