

T.C.
YÜZÜNCÜ YIL ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
ZOOOTEKNİ ANABİLİM DALI

**SURVIVAL ANALİZ YÖNTEMLERİ KULLANILARAK BAL
ARILARINDA (*Apis mellifera* L.) SOSYAL YAŞAMLA İLGİLİ
PARAMETRELERİN TAHMİNİ VE ANA ARI YETİŞTİRİCİLİĞİNDE
KULLANIM OLANAKLARI**

120804

DOKTORA TEZİ

120804

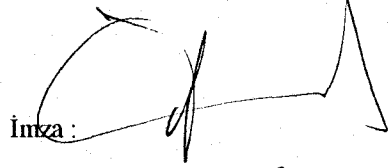
HAZIRLAYAN : Gürol ZIRHLIOĞLU

VAN – 2002

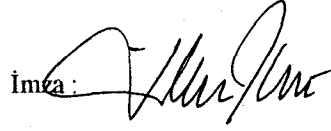
KABUL ve ONAY SAYFASI

Yard.Doç.Dr. M. Kazım KARA danışmanlığında, Gürol ZIRHLIOĞLU tarafından hazırlanan "Survival Analiz Yöntemleri Kullanılarak Bal Arılarında (*Apis mellifera* L.) Sosyal Yaşamla İlgili Parametrelerin Tahmini ve Ana Arı Yetiştiriciliğinde Kullanım Olanakları" isimli bu çalışma 22.08/2002 tarihinde aşağıdaki jüri tarafından Zootekni Anabilim Dalı'nda DOKTORA tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan: Prof.Dr.Levent TÜRKMUT

İmza: 

Üye : Prof.Dr.Fikret İKİZ

İmza: 

Üye : Prof.Dr.Halis PÜSKÜLCÜ

İmza: 

Üye : Prof.Dr.Şaban EREN

İmza: 

Üye : Yard.Doç.Dr.M.Kazım KARA

İmza: 

Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun 17.09/2002 Gün ve 2002/14-VII. sayılı kararı ile onaylanmıştır.



Yrd.Doç.Dr.Onur KÖSE
Enstitü Müdür Yardımcısı

Doç. Dr. Nezaket ADIGÜZEL
Enstitü Müdürü 4.

ÖZET

SURVIVAL ANALİZ YÖNTEMLERİ KULLANILARAK BAL ARILARINDA (*Apis mellifera* L.) SOSYAL YAŞAMLA İLGİLİ PARAMETRELERİN TAHMİNİ VE ANA ARI YETİŞTİRİCİLİĞİNDE KULLANIM OLANAKLARI

ZIRHLIOĞLU, Gürol

Doktora Tezi, Zootekni Ana Bilim Dalı

Tez Danışmanı : Yrd.Doç.Dr.M.Kazım KARA

Temmuz 2002, 63 Sayfa

Zamana bağlı olarak yapılan çalışmalarda yaşam analizi yöntemleri sıklıkla kullanılmaktadır. Yaşam analizi, bir populasyonda bazı olayların meydana geliş zamanlarını kullanan tekniklerle ilgilenir. Tamamlanmamış gözlem olarak adlandırılan, çalışma dışında kalan gözlemlerin de kullanılabilmesi, bu yöntemi önemli kılan bir husustur. Bu çalışmada ana arı çiftleştirme kutularındaki işçi arıların ağırlığı, larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerinin ana arıların yumurtlama öncesi zamanlarına olan etkilerine ait parametre tahminleri elde edilmiştir. Bu nedenle yapılan deneme çalışmasından sonra elde edilen bir veri kümesi üzerinde çalışılmıştır.

Yapılan deneme çalışmasında sonra elde edilen veriler lognormal dağılış göstermiştir. AA (İşçi arı ağırlığı), LY (Larva yaşı) ve YB (Yüksük boyu) faktörlerinin yumurtlama başlangıç sürelerine olan etkilerini tahminleyebilmek için parametrik olmayan istatistiksel yöntemlerden ve Cox orantılı risk regresyon modelinden yararlanılmıştır. Elde edilen yaşam eğrisi tahminlerine göre her üç faktörün de yumurtlama başlangıç zamanlarındaki değişime etki etmediği sonucu elde edilmiştir.

Cox orantılı risk regresyon modeline göre yedi ayrı model uyumu yapılmıştır. Modeller için elde edilen risk oranı değerleri yumurtlama başlangıç zamanlarının artan bir risk fonksiyonuna sahip olduğunu göstermiştir.

Anahtar Kelimeler : Yaşam analizi, tamamlanmamış veri, lognormal dağılış, Cox orantılı risk regresyon modeli, risk oranı, ana arı.

ABSTRACT

ESTIMATION OF PARAMETERS FOR SOCIAL LIFE IN BEE (*Apis mellifera* L.) AND POSSIBILITY IN QUEEN BREEDING: A SURVIVAL DATA ANALYSIS APPROACH

ZIRHLIOĞLU, Gürol

Ph.D., Animal Science

Supervisor: Asst. Prof. Dr. M.Kazım KARA

July 2002, 63 Pages

Survival analysis methods are often used in time dependent studies. Survival analysis is related to techniques which use occurrence times of some events in a certain population. Ability of using censored observations which are out of the observations in this analysis is the main point of this method. In this study, estimation parameters belong to the effect of factors of weight of worker bees in mating hive of queen bees, age of larvae and length of queen-cell up on egg laying time were obtained. For this reason, study was done on a group of data set obtained from experimental study.

Data of the experiment showed a lognormal distribution. Nonparametric statistical methods and Cox proportional hazard regression model have been used in order to determine the effects of AA (worker bee weight), LY (age of larvae) and YB (length of queen-cell cup) on egg laying time. According to estimation of survival curves each of these 3 factors did not affect the beginning of egg laying time.

Seven different model fitness were obtained by using Cox proportional hazard regression model. Values of risk ratio of models showed that egg laying times have an increasing hazard function.

Key Words : Survival analysis, censored data, lognormal distribution, Cox proportional hazard regression model, risk ratio, queen bee.

ÖN SÖZ

Bir çok ülkede büyük bir potansiyele sahip olan ve irili ufaklı bir çok ailenin geçimini sağlayan, bu nedenle de alternatif hayvancılık olarak nitelendirilen arıcılıkla ilgili yapılan çalışmalarda yaşam analizi yöntemleri son zamanlarda sıkça kullanılmaya başlanmıştır.

Yaşam analizi (survival analysis), başlangıçta epidemiyoloji ve mühendislik alanlarındaki araştırmalar için geliştirilmiştir. Daha sonra ise yöntemin özelliklerinden dolayı, özellikle de zamana bağlı olarak sürdürülen çalışmalarda bazı gözlemlerin araştırma konusu olmayan nedenlerden dolayı çalışma dışında kalarak tamamlanmamış gözlem olarak değerlendirilmeleri, bu yöntemin diğer araştırma alanlarında da kullanım imkanı bulmasına neden olmuştur. Ayrıca, yaşam analizi yöntemlerinden biri olan ve Cox (1972) tarafından önerilen Cox orantılı risk regresyon modelinin herhangi bir dağılışa bağlı olmaması bu yöntemin diğer alanlardaki, özellikle de hayvancılıktaki kullanım alanlarını büyük ölçüde artırmıştır. Yaşam analizi yöntemleri hayvancılıkta verimli yaşam uzunluğunun belirlenmesi ile ilgili çalışmalarda da oldukça sık kullanılmaktadır.

Bu çalışmada, ana arı çiftleştirme kutuları içerisinde yer alan işçi arı ağırlıklarının, ana arı yetiştiriciliğinde kullanılan larva yaşlarının ve ana arıların içerisinde ergin hale geldiği yüksek boylarının, yeni ergin hale gelmiş olan ana arıların yumurtlama başlangıç zamanlarına olan etkilerini araştırmak amacıyla parametrik olmayan ve yarı parametrik yaşam analizi yöntemleri kullanılmıştır. Ana arıların yumurtlama başlangıç zamanlarını ortaya koyabilmek amacıyla, tamamlanmış ve tamamlanmamış verilerin kullanıldığı yaşam ve risk fonksiyonları ele alınmıştır.

Yapılan bu çalışmanın amacı, yeni üretilen ana arıların ergin hale geldikten sonraki en önemli evrelerinden birisi olan yumurtlamaya başlangıç sürelerini ve çiftleştirme kutuları içerisindeki genç işçi arı ağırlığının, larva yaşının ve ana arıların ergin hale gelene kadar pupa halinde yaşamlarını sürdürdükleri yükseklerin boyu faktörlerinin bu süreye olan etkilerini ve ana arılara ait yumurtlama başlangıç sürelerini tahminlemektir.

Bu çalışmada bana her an yardımcı olan sayın hocam Yard.Doç.Dr.Kazım KARA'ya, çalışmanın her aşamasında konu ile ilgili tüm değerlendirmeleriyle bana yardımcı olan değerli hocalarım sayın Prof.Dr.Levent TÜRKMUT'a ve sayın Prof.Dr.Hayrettin OKUT'a, çalışmanın başından sonuna kadarki tüm aşamalarda kişisel görüşleriyle ve literatür desteği ile yardımcı olan sayın Prof.Dr.Natascha VUKASINOVIC'e, yöntem ile ilgili kişisel görüşleriyle katkıda bulunan Prof.Dr.Mustafa ŞENOCAK'a, yapılan deneme çalışmasında arıcılıkla ilgili bilgi ve yardımlarından büyük ölçüde faydalandığım Araş.Gör.Cengiz ERKAN ve Dr.Serdar ERATAK'a, literatür konusunda çalışma süresince bana yardımcı olan sayın Dr.Petek SETTAR ve Elif HOROZOĞLU'na, çalışma süresince gösterdiği sabır ve manevi katkılarından dolayı eşim Çiğdem ZIRHLIOĞLU'na ve tez projesini maddi olarak destekleyen Yüzüncü Yıl Üniversitesi Araştırma Fon Saymanlığı'na teşekkürü bir borç bilirim.

Gürol ZIRHLIOĞLU

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET	i
ABSTRACT	iii
ÖN SÖZ	v
İÇİNDEKİLER	vii
ŞEKİLLER DİZİNİ	ix
ÇİZELGELER DİZİNİ	xi
EKLER DİZİNİ	xiii
KISALTMALAR DİZİNİ	xv
1. GİRİŞ	1
2. LİTERATÜR BİLDİRİŞLERİ	3
3. MATERYAL VE YÖNTEM	8
3.1. Materyal	8
3.2. Yöntem	8
3.2.1. Ana Arı Yetiştirme Yöntemi	8
3.2.2. Verilerin Elde Edilişi ve Tanımlanması	9
3.2.3. İstatistiksel Yöntemler	10
3.2.3.1. Yaşam sürelerine ait fonksiyonel gösterimler	10
3.2.3.1.1. Yaşam fonksiyonu	11
3.2.3.1.2. Risk fonksiyonu	11
3.2.3.2. Verilerin parametrik dağılım uyumunun belirlenmesi	12
3.2.3.3. Yaşam analizinde kullanılan parametrik olmayan tahmin yöntemi	12
3.2.3.4. Yaşam analizi tablosunun hazırlanması	13
3.2.3.5. Parametrik olmayan testler	14
3.2.3.6. Cox orantılı risk regresyon modeli	15
3.2.3.7. İstatistiksel model tanımlamaları	16
4. BULGULAR	19
4.1. Yaşam Analizi Tablosu	19
4.1.1. İşçi arı ağırlığına ait yaşam testi ve dağılımı	23
4.1.2. Larva yaşına ait yaşam testi ve dağılımı	28
4.1.3. Yüksük boyuna ait yaşam testi ve dağılımı	32
4.2. Model Uyumu	38
5. TARTIŞMA VE SONUÇ	47
KAYNAKLAR	50
EKLER	53
ÖZGEÇMİŞ	

ŞEKİLLER DİZİNİ

	Sayfa
Şekil 3.1. Ana arıların yumurtlama zamanı verilerine göre elde edilen izleme çizelgesi.	10
Şekil 4.1. Yumurtlamaya başlangıç zamanı değerlerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.	21
Şekil 4.2. Verilerin dağılışı uyumunu belirten yaşam olasılığı ve lognormal olasılık grafikleri.	22
Şekil 4.3. 10 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arı verilerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.	24
Şekil 4.4. 20 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arı verilerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.	25
Şekil 4.5. 40 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arı verilerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.	26
Şekil 4.6. 60 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arı verilerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.	27
Şekil 4.7. Ağırlık faktörü içerisinde yer alan tamamlanmamış gözlemlerin gruplara ve günlere göre dağılımları.	27
Şekil 4.8. 1 günlük larvalardan elde edilen ana arılara ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.	29
Şekil 4.9. 2 günlük larvalardan elde edilen ana arılara ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.	30
Şekil 4.10. 3 günlük larvalardan elde edilen ana arılara ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.	31
Şekil 4.11. Yaş faktörü içerisinde yer alan tamamlanmamış gözlemlerin gruplara ve günlere göre dağılımları.	32
Şekil 4.12. 2.2cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların yumurtlama zamanlarına ait birikimli yaşam olasılığı ve risk fonksiyonu grafikleri.	34
Şekil 4.13. 2.4cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların yumurtlama zamanlarına ait birikimli yaşam olasılığı ve risk fonksiyonu grafikleri.	35
Şekil 4.14. 2.5cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların yumurtlama zamanlarına ait birikimli yaşam olasılığı ve risk fonksiyonu grafikleri.	36
Şekil 4.15. 2.6 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların yumurtlama zamanlarına ait birikimli yaşam olasılığı ve risk fonksiyonu grafikleri.	37
Şekil 4.16. Yüksük boyu faktörü içerisinde yer alan tamamlanmamış gözlemlerin gruplara ve günlere göre dağılımları.	37

ÇİZELGELER DİZİNİ

	Sayfa
Çizelge 3.1. Logrank test istatistiğinde kullanılan verilerin genel durumu.	14
Çizelge 4.1. Tamamlanmış ve tamamlanmamış gözlemlere ait bilgilerin özetlenmesi.	19
Çizelge 4.2. Birleştirilmiş yaşam analizi tablosu.	20
Çizelge 4.3. Dağılım uyumuna ait olabilirlik değerleri.	22
Çizelge 4.4. Ağırlık faktörünün tamamlanmış ve tamamlanmamış verilerinin gruplara göre dağılımı.	23
Çizelge 4.5. 10 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	23
Çizelge 4.6. 20 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	24
Çizelge 4.7. 40 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	25
Çizelge 4.8. 60 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	26
Çizelge 4.9. Ağırlık faktörüne ait Log-Rank test istatistiği sonuçları.	28
Çizelge 4.10. Yaş faktörünün tamamlanmış ve tamamlanmamış verilerinin gruplara göre dağılımı.	28
Çizelge 4.11. 1 günlük larvaların bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	29
Çizelge 4.12. 2 günlük larvaların bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	30
Çizelge 4.13. 3 günlük larvaların bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	31
Çizelge 4.14. Larva yaşı faktörüne ait log-rank test istatistiği sonuçları.	32
Çizelge 4.15. Yüksük boyu faktörüne ait tamamlanmış ve tamamlanmamış verilerin yüksük boyu gruplarına göre dağılımı.	33
Çizelge 4.16. 2.2 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularından elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	33
Çizelge 4.17. 2.4 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularından elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	34
Çizelge 4.18. 2.5 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularından elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	35
Çizelge 4.19. 2.6 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularından elde edilen verilere ait yaşam testi tablosu.	36
Çizelge 4.20. Yüksük boyu faktörüne ait test istatistiği sonuçları.	38
Çizelge 4.21. Ağırlık faktörüne ait model uyum değerleri.	38

Çizelge 4.22. Ağırlık faktörüne ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.	39
Çizelge 4.23. Ağırlık faktörüne ait olabilirlik oran testi.	39
Çizelge 4.24. Larva yaşı faktörüne ait model uyum değerleri.	39
Çizelge 4.25. Larva yaşı faktörüne ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.	40
Çizelge 4.26. Larva yaşı faktörüne ait olabilirlik oran testi.	40
Çizelge 4.27. Yüksük boyu faktörüne ait model uyum değerleri.	40
Çizelge 4.28. Yüksük boyu faktörüne ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.	41
Çizelge 4.29. Yüksük boyu faktörüne ait olabilirlik oran testi.	41
Çizelge 4.30. Ağırlık ve Larva Yaşı faktörlerine ait model uyum değerleri.	41
Çizelge 4.31. Ağırlık ve larva yaşı faktörlerine ait olabilirlik oran testi.	42
Çizelge 4.32. Ağırlık ve larva yaşı faktörlerine ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.	42
Çizelge 4.33. Ağırlık ve yüksük boyu faktörlerine ait model uyum değerleri.	42
Çizelge 4.34. Ağırlık ve yüksük boyu faktörlerine ait olabilirlik oran testi.	43
Çizelge 4.35. Ağırlık ve yüksük boyu faktörlerine ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.	43
Çizelge 4.36. Larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerine ait model uyum değerleri.	43
Çizelge 4.37. Larva Yaşı ve yüksük boyu faktörlerine ait olabilirlik oran testi.	44
Çizelge 4.38. Larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerine ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.	44
Çizelge 4.39. Ağırlık, larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerine ait model uyum değerleri.	45
Çizelge 4.40. Ağırlık, larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerine ait olabilirlik oran testi.	45
Çizelge 4.41. Ağırlık, larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerine ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.	45
Çizelge 4.42. Modellere ait -2logaritmik olabilirlik değerleri.	46
Çizelge 4.43. Modellere ait Wald χ^2 ve Score χ^2 değerleri	46

EKLER DİZİNİ

EK 1.	Yaşam Analizinde Kullanılan Önemli Parametrik Dağılımlar	55
EK 2.	Yaşam Analizinde Kullanılan Parametrik Tahmin ve Olabilirlik Yapısı	57
EK 3.	Cox Kısmi Olabilirlik Fonksiyonu	59
EK 4.	Yaşam Fonksiyonunun Belirlenmesi	60
EK 5.	Tamamlanmamış Veri Yapıları	63

KISALTMALAR DİZİNİ

Kısaltmalar

YAS	Yumurtlayan ana arı sayısı
TGS	Tamamlanmamış gözlem sayısı
KGS	Kalan Gözlem Sayısı



1. GİRİŞ

Balarları (*Apis mellifera* L.) koloni adı verilen topluluklar halinde yaşayan ve ileri derecede sosyal bir yapıya sahip olan böceklerdir. Her kolonide genel olarak bir ana arı, sayıları 20.000-60.000 arasında değişen işçi arılar ve sayıları mevsime göre değişen erkek arılar bulunur. Bu bireyler anatomik ve fizyolojik açıdan birbirinden farklı özelliklere sahiptir. Bir kolonideki tüm işler işçi arılar tarafından yürütülür. Bir koloninin gücü, kovan içerisindeki işçi arı sayısı ile ölçülür. Kolonideki işçi arı sayısı arttıkça koloninin verimi de artar. Ana arılar döllenmiş yumurtalardan oluşan, üreme organları gelişmiş, yumurtlama yeteneğine sahip dişi bireylerdir. Ana arılar bir günde 1500-2000 yumurta bırakarak, koloninin gelişmesini ve kuvvetlenmesini, salgıladıkları feromonlar ile de kovan içerisindeki sosyal düzenin kurulmasını sağlarlar. Ana arının damızlık değeri, yaşı, ırkı, çıkış ağırlığı, yetiştirildiği dönem ve yetiştirilme koşulları, ovariol sayısı, spermateka çapı ve spermatekadaki spermatozoid sayısı ile anatomik bir kusurun olup olmaması gibi özelliklerinin bileşkesi niteliğindedir (Kaftanoğlu ve ark.,1988; Kaftanoğlu ve Kumova, 1992; Dodoloğlu ve Genç, 1999).

Koloni içerisindeki tüm bireyler ana arının yumurtalarından meydana geldiği için koloninin bal verimi, gelişme hızı, oğul eğilimi, hırçınlık, yağmacılık, hastalıklara karşı dayanıklılık, kışlama yeteneği, ömür uzunluğu, kolonideki arıların toplu ve bireysel davranışları gibi özellikleri ana arının genetik yapısı, yaşı ve yetiştirme yöntemleri ile ana arıyla çiftleşen erkek arıların genetik yapısına bağlıdır.

Yaşam analizi (survival analiz), başlangıçta epidemiyoloji ve mühendislikteki araştırmalar için geliştirilmiştir. Bu yöntem, beklenen sonuca ulaşan (uncensored) ve ulaşmayan (censored) bireyleri kapsamaktadır. Beklenen sonuç ifadesi, yapılan çalışmanın özelliğine göre değişir. Bu ifade, ölüm veya herhangi bir ilaca yanıt gibi birçok karşılığa sahip olabilir (Vukasinovic ve ark., 2001).

Yaşam analizi yöntemleri araştırmacılar tarafından daha önce belirlenmiş olan zaman aralıklarında meydana gelen olaylar hakkında değerlendirmeler yapar. İlgilenilen olayın belirlenen zaman aralığında meydana gelmemesi, bireylerin araştırma devam ederken herhangi bir sebepten dolayı araştırma dışında kalması gibi durumlarda, gözlem tamamlanmamış gözlem olarak nitelendirilmektedir. Tamamlanmamış gözlemler yapılan istatistiksel değerlendirmelerin her aşamasında yer almaktadır. Bu yöntemin, diğer istatistiksel yöntemlere göre en önemli özelliği tamamlanmamış verilerin kullanılabilmesidir.

Yaşam analizinin başlangıcı için iki yöntemden söz etmek mümkündür. Bunlar Yaşam Tablosu yöntemi ve Kaplan-Meier yöntemleridir. Yaşam Tablosu yönteminde, araştırmaya ait gözlem sonuçları, araştırmacı tarafından belirlenmiş olan zaman aralıkları çerçevesinde gruplandırılarak değerlendirilirken, Kaplan-Meier yönteminde, gerçekleşen olay anındaki zamana göre değerlendirilir. Her iki yöntemle de olayların meydana geliş sürelerine, olayın meydana geldiği zaman aralığında gözlenen tamamlanmış gözlem sayısına ve bu zaman aralığı içerisinde risk altında bulunan birey sayısına göre risk olasılığı, birikimli risk olasılığı, yaşam olasılığı ve birikimli yaşam olasılığı ifadelerinin bulunduğu bir yaşam analizi tablosu oluşturulur.

Yaşam analizlerinin pek çoğunda, yaşam süresinin değişik etmenlerce etkilenip etkilenmediği incelenir. Bunlar konularına özgü doğal farklılaşmalar olabilecekleri gibi uygulanan yöntem veya yöntemlere bağlı farklılaşmalar da olabilirler (Şenocak, 1992). Yaşam analizinde bu değişkenlere ait etkileri belirleyebilmek için parametrik olmayan ve yarı parametrik yöntemler kullanılmaktadır. Kullanılan bu yöntemlerin en önemli özelliklerinin başında küçük veri kümelerinde güvenilir sonuçların elde edilebilmesi yer alır (Li ve ark., 1994).

Cox tarafından 1972 yılında belirtilmiş olan Cox orantılı risk regresyon modeli, ilgili olayın başlangıç ve bitiş süreleri arasındaki zaman için belirli bir dağılışa ihtiyaç duymadan karşılaştırmalar yapabilen bir yöntemdir. Tıp ve hayvancılık alanlarında oldukça geniş kullanım alanlarına sahip olan Cox orantılı risk regresyon modeli, zamana bağlı bazı olayların birkaç faktörünün analizinde oldukça esnek bir yapıya sahiptir. Genellikle, esas risk fonksiyonunun zaman ile değiştiği durumlarda (günlük süt verimi, sürü büyüklüğü) risk faktörlerinin etkisini karşılaştırmak için Cox modeli oldukça uygun bir modeldir (Thomsen ve ark., 1992).

Bu çalışmada, yaşam analizi yöntemleri kullanılarak, ana arı çiftleştirme kutularında bulunan işçi arı ağırlıklarının, larva yaşlarının ve ana arı yüksek boyu etmenlerinin ana arıların en önemli evrelerinden biri olan yumurtlama başlangıç sürelerine olan etkileri araştırılmıştır.

Denetimlerle elde edilen tamamlanmış ve tamamlanmamış veriler için öncelikle Yaşam Tabloları oluşturulmuştur. Kaplan-Meier yöntemi ile risk ve yaşam eğrileri elde edilmiş ve bu eğriler için parametrik olmayan log-rank test yöntemi ve yarı parametrik bir yöntem olan Cox orantılı risk regresyon yöntemi kullanılarak değerlendirilmeler yapılmıştır.

2. LİTERATÜR BİLDİRİŞLERİ

Ana arılar salgıladıkları feromonlar vasıtasıyla koloni içerisindeki sosyal düzeni sağlayan, döllenmiş yumurtalardan oluşan, üreme organları gelişmiş, yumurtlama yeteneğine sahip dişi bireylerdir. Ana arılar 16 günde ergin hale geldikten sonra 7-10 gün içerisinde çiftleşme uçuşuna çıkarlar ve kendilerini takip eden erkek arılarla çiftleşirler. Çiftleşmeden 2-3 gün sonra yumurtlamaya başlarlar. Bir günde ortalama 1500-2000 civarında yumurta bırakma yeteneğine sahiptirler (Doğaroğlu, 1978; Kaftanoğlu, Kumova ve Pekel, 1988; Kaftanoğlu ve Kumova, 1992).

Ana arı yetiştiriciliğinde doğal yöntemin yanı sıra değişik araştırmacılar tarafından geliştirilmiş çeşitli suni yöntemler de bulunmaktadır. Günümüzde en çok kullanılan ve geniş çapta üretime kolaylık sağlayan yöntemlerden biri Doolite (larva transferi) yöntemidir (Kaftanoğlu, Kumova ve Pekel, 1988).

Ana arıların yumurtlamaya başlamasına çiftleşme uçuşu ve buna bağlı olarak ana arıdaki hormonal ve fizyolojik değişimler, iklim koşulları, kovana nektar ve polen taşınması veya koloninin beslenmesi gibi faktörler etki etmektedir (Kaftanoğlu ve Kumova, 1992).

Kontrollü olarak yetiştirilen ve doğal yolla çiftleşen ana arılarda yumurtlama öncesi süre ortalama olarak 11.00 ± 0.33 gün, doğal yüksükler kullanılarak yetiştirilen ve doğal yolla çiftleşen ana arılarda yumurtlama öncesi süre ise ortalama olarak 11.23 ± 0.44 gün olarak belirlenirken, bu değerler kontrollü olarak yetiştirilen ve yapay tohumlama ile tohumlanan ana arılarda 13.88 ± 0.30 gün ve doğal olarak yetiştirilip yapay tohumlama ile tohumlanan ana arılarda 14.00 ± 0.44 gün olarak belirlenmiştir (Dodoloğlu ve Genç, 1996).

Ana arı yetiştiriciliğinde, ana arının ergin hale geldikten sonra 15 gün içerisinde yumurtlamaya başlayacakları esas alınır ve üretim planları buna göre yapılır. Böylece 1 çiftleştirme kovanından 1 ayda 2 ana üretimi gerçekleştirilebilir. Bu nedenle 15 gün içerisinde yumurtlamaya başlamayan ana arılar öldürülerek yerine 1 gün içerisinde kapalı gözden çıkması beklenen ana arı yüksükleri yerleştirilir (Gül ve Kaftanoğlu, 1990).

Yumurtlama öncesi süre mevsime göre değişiklik göstererek, Mayıs ve Haziran aylarında 7-11 gün, Temmuz ayında 10-15 gün ve Ağustos ayında 10-25 gün arasında olabilmektedir (Kaftanoğlu ve Kumova, 1988).

Doolittle yöntemiyle yetiştirilen ana arıların yüksük boylarının ortalama 2.4 ± 0.37 cm arasında olduğu, doğal yöntemlerle elde edilmiş olan ana arı yüksük boylarının ise 1.9 ± 0.4 cm olduğu sonucunu elde edilmiştir (Dodoloğlu ve Genç, 1996).

Yaşam sürdürme zamanı (survival time), başarısızlık zamanı (failure time) veya izleme zamanı (follow-up time) olarak isimlendirilen yaşam analizi (survival analiz) yönteminde analize konu olan değişkenler, tanımlanan bir olayın meydana gelme zamanlarındaki değişimleri ifade eder. Yaşam veya sağ kalmanın tahminlenmesinde kullanılan yaşam analizi yöntemi için genel problem, yaşam sürdürme veya risk (hazard) etmenini tahmin etmektir. Yaşam ifadesinden anlaşılan, belli bir başlangıç noktasından sonra, bir izleme süresi içindeki gözlemin

araştırılmak istenen konuma erişmesi veya erişmeden eski özelliklerini sürdürmesi halidir (Şenocak, 1992; Başar, 1998).

Yaşam analizi, bireyin yaşamına ait uzunluk ya da herhangi bir konunun başarısızlığına kadar geçen süre olarak belirtilebileceği gibi başarıya kadar geçen sürenin uzunluğu izlendiğinde de uygulanabilmektedir. İki olay arasındaki zamanın uzunluğuna dayanan özelliklerin değerlendirilmesinde bazı sorunlarla karşılaşılabilir. Bu sorunlardan ilki, konuya ilişkin tanımlanacak zaman aralığının bitiş noktasıdır. İkinci sorun doğrudan konuyla ilgili olmayan herhangi bir etmeden dolayı çalışmadan çıkan gözlemlerin bulunmasıdır. Üçüncü olarak veri toplama amacı ile belirlenen zaman aralığının sonunda beklenen sonuca ulaşmayan bireylerin olması ve dolayısıyla bu bireylere ait yaşam sürelerinin sadece alt sınırlarının bilinmesidir. Son olarak ise, elde edilen verilere ait dağılımın çarpık olmasıdır (Kachman, 1999; Ducrocq ve Sölkner, 1994) Bu nedenlerden dolayı, yaşam sürelerinin t-testi ve varyans analizi gibi istatistiksel yöntemler ile değerlendirilmesi hatalı sonuçlara neden olabilmektedir (Hinde, 2001; Bishop, 2002).

Yaşam fonksiyonu, araştırmacı tarafından belirlenmiş olan herhangi bir t süresinden sonra ortaya çıkan olayın veya yaşamın olasılığını verir. Yaşam fonksiyonu olarak belirtilen $S(t)$ pozitif değere sahip olup 0-1 arasında herhangi bir değer alır. $S(0)=1$ olarak belirtilir. t değeri sonsuza yakalaşırken $S(t)$ sıfıra yaklaşır (Smith ve Smith, 2001).

Yaşam eğrisinin tahminlenmesi amacıyla "Kaplan-Meier" (Product-limit) ve "Yaşam Tablosu" yöntemleri kullanılmaktadır. Gözlem sayısının çok fazla olduğu çalışmalarda kullanılan Yaşam Tablosu yönteminde gözlem sonuçları araştırmacı tarafından belirlenen zaman aralıkları çerçevesinde elde edilirken, Kaplan-Meier yönteminde gerçekleşen her olay sonucunda ortaya çıkan yeni zamanlara ait tahminlerin yapılması gerekir. Bu nedenle Kaplan-Meier yönteminde yaşam olasılıkları adimsal fonksiyonlar şeklinde ortaya çıkar ve bir önceki olayın tahmin anından sonra, yeni olay gözlenene kadar olasılık değişmeden kalır ve bu nedenle grafiksel gösterimde bir basamak görüntüsü elde edilir (Şenocak, 1999; Walters, 1999).

Yaşam analizi temelde, ister daha önceden araştırmacı tarafından belirlenmiş olan zamanlarda, isterse her olayın meydana geldiği anda ortaya çıkan zamanlarda olsun, gözlemlerin bu zaman aralıkları içinde tamamlanmış veya tamamlanmamış olarak değerlendirilmelerine göre yapılır (Şenocak, 1992).

Yaşam analizlerine, yaşam sürelerinin gösterilebilmesi için kullanılan en temel ve en eski yöntemlerden biri olan yaşam tablosu'nun hazırlanması ile başlanmaktadır. Bu tablo hazırlanırken bireylerin gözlem süreleri, gözlem süresinin başlangıcı, bu süre sonundaki durumları çok iyi belirlenmelidir (Hayran ve Özdemir, 1996; Zhang 1997).

Yaşam analizinde belirtilen bitiş noktası olayın herhangi bir tipine uygun olabilir. Örneğin; hastalıktan sonraki iyileşme, tohum ekiminden sonraki başarı, para kazanma veya harcamanın miktarı, süt miktarı gibi değerler bitiş noktası olarak belirtilebilir. Süt ineklerinin verimli yaşam analizlerinde, bir ineğin ilk buzağıyı doğurması başlangıç noktası, ineğin ölümü veya sürüden ayrılması ise bitiş noktası olarak belirtilebilir (Ducrocq, 1997; Vukasinovic, 1998).

Başlangıç ve bitiş noktaları arasında yer alan ve genişliği çoğu zaman bilinmeyen bir aralıkta elde edilen değişkenler için gözlenen herhangi bir bitiş noktasının olmaması durumunda bile o ana kadar elde edilen verilerin kullanımı mümkündür. Bu değişkenler, daha çok belli bir başlangıç noktasından beklenen olayın meydana gelişine kadar geçen zamana ait süreyi ölçer (Harman ve ark. 1996).

Yaşam analizi ile yapılan çalışmalarda elde edilen veriler tanımlanan olayın belirlenen süreleri içinde gerçekleşmeyebilir. Böyle hallerde tamamlanmamış gözlemler söz konusudur. Herhangi bir sebeple incelemeden çıkarılan, belirtilen olay zamanından önce aktivitesini tamamlayan veya belirten süre bittiği halde aktivitesine devam eden gözlemler tamamlanmamış (censored) veri olarak değerlendirilir (Cox, 1972; Şenocak, 1992; Başar, 1998; Vukasinovic, 1998). Tamamlanmamış veriler ile çalışmak, yaşam analizini diğer istatistik yöntemlerden ayıran en belirgin özelliğdir. Veriler tamamlanmamış gözlemler içeriyorsa, en yüksek olasılıklı tahmininin dayandığı önemli bir fonksiyon olan en yüksek olasılıklı fonksiyonunu elde etmek kolay değildir (Alakuş, 1998).

Doğrudan gözlenemeyen yaşam süresinin sadece (a, b) aralığı içerisinde yer aldığı biliniyor halinde elde edilen yaşam verisi belirli bir zaman aralığında meydana gelen tamamlanmamış gözlem (interval-censored) olarak değerlendirilir. b ise $+\infty$ değerini alabilen ve tamamlanmamış gözlemlerin en yaygın tipi olan, izleme süresi içinde veya sonrasında meydana gelen tamamlanmamış gözlem (right-censored) olarak değerlendirilmektedir. Belirli bir başlangıç noktasından önce meydana gelen başarısızlık için diğer tamamlanmamış gözlem tipi de "left censoring"dir. Bu tip, hayvan yetiştirme uygulamaları için çok fazla kullanılmamaktadır (Vukasinovic, 1998; Farrington, 2000; Neerhof ve ark., 2000).

Verimli yaşam uzunluğu ve genetik değerlendirme ile ilgili yapılan çalışmalarda bazı hayvanlar belirlenen değerlendirme süresi sonunda beklenen sonuca ulaşmadan yaşamlarına devam ederler veya çalışma devam ederken herhangi bir sebepten dolayı gözlem dışı kalırlar. Bu hayvanların verimli yaşamlarının sadece alt sınırları bilinir. Bu tip verilerin dikkate alınmaması halinde veya tamamlanmış veri olarak değerlendirilmesi durumunda sapmalı sonuçlar ortaya çıkar (Beaudeau ve ark., 1995; Vukasinovic ve ark., 1997; Vukasinovic ve ark., 2001).

İlk üç laktasyon süresine ait genetik parametrelerin tahmini için yaşam analizi yöntemlerinin yaygın olarak kullanılan doğrusal modellere göre bazı avantajları bulunmaktadır. Bu avantajlardan ilki, aynı miktardaki laktasyonlar için yaşamını sürdüren inekler arasındaki verimli yaşamın günlük farklılıklarına ait hesaplamaların doğruluğunda artış olabileceğidir. İkinci olarak, zamana bağlı olan değişkenlerde çevresel faktörlerin etkilerinin yaşam analizi modeli ile daha etkin olarak kullanılabilmesi olacaktır. Son olarak ise, yaşam modellerinin tamamlanmamış verilerin kullanımına izin vermesidir (Boetcher ve ark., 1999).

Risk oranı artan, azalan, sabit, çanak ve çan şeklinde olmak üzere bir çok şekle sahip olabilmektedir. Genelde daha az rastlanan azalan risk fonksiyonları daha çok heterojen bir populasyona ait bireylerin risk oranı şansa bağlı olduğunda model olarak ortaya çıkmaktadır. Çanak şeklinde olan risk fonksiyonları ise, genellikle doğumdan itibaren izlenen fonksiyonlardır ve pek çok populasyona ait ölüm oranları bu tip risk fonksiyonları ile izlenmektedir. Risk oranının, önceleri artan daha sonra azalan bir fonksiyona sahip olması halinde ise, çan şeklinde olan risk fonksiyonları

ortaya çıkmaktadır ve daha çok yapılan başarılı bir işlem sonrasına ait yaşam modellerinde gözlenmektedir. (Klein, 1996).

Bir yaşam fonksiyonunun diğerinden farklı olup olmadığını belirleyebilmek amacıyla yaklaşık olarak ki-kare dağılışı gösteren log-rank testi, genelleştirilmiş Wilcoxon testi ve Tarone-Ware testi gibi çeşitli parametrik olmayan yöntemler belirtilmiştir (Hinde, 1993; Harman ve ark., 1996). Yaşam analizinde tüm zamanlar için beklenen olayın ortaya çıkışının eşit ağırlıkta olduğu ve farklı gruplarda yer alan bireylere ait risk oranlarının tüm zamanlarda aynı olduğu varsayımına dayanan log-rank testi ağırlıklı olarak kullanılmaktadır. (Hayran ve Özdemir, 1996; Walters, 1999; Hintze, 2001).

Şeker hastalığına ait risk etmenlerinin değerlendirilmesinde Albuminuria seviyeleri için elde edilen yaşam eğrilerine ait Kaplan-Meier tahminleri log rank testi ile karşılaştırılmıştır. Kardiyovaskular ölüm ve tüm nedenlerine ait tahminleyicilerin analizlerinde ise, Cox orantılı risk regresyon metodu kullanılmıştır (Rossing ve ark., 1996).

Dağılımın belli olmadığı durumlarda, parametrik bir modelin kullanımı problem oluşturabileceği için Cox tarafından Cox orantılı risk modeli geliştirilmiştir (Harman ve ark., 1996). Hinde (1993), Cox modelini, basit bir fonksiyon olan yaşam fonksiyonunu kullanarak, ilgili olayı örnekte yer alan bireyler ile derece derece deneyen işlem olarak tanımlamıştır.

Herhangi bir t süresinde meydana gelen bir olayın olasılığı olarak tanımlanan Cox orantılı risk modelleri tamamlanmamış verilerin analizine uygun bir metot olarak geliştirilmiştir (Beaudeau ve ark., 1995).

Tanı olasılığı düşük, Anaplastic Thyroid kanseri gibi hastalıklarda, çok değişkenli uygulamalara olanak veren Cox orantılı risk yaşam modeli kullanılmıştır (Kukar ve ark. 1996).

Tanı veya tedavi modellerine ait risk oranını tahminleyen ve değişkenlerin yaşam üzerine olan etkilerini inceleyen Cox modeli önerilmektedir (Andersen ve ark. 1998).

Verimli yaşam uzunluğunun belirlenmesinde kısmi bilgi içeren gözlemlerden kaçınmak amacıyla tamamlanmış ve tamamlanmamış verilerin tümünden bilgi elde edilebilmek için Cox orantılı risk regresyon modeli esas alınmıştır (Vukasinovic ve ark., 1997; Ducrocq ve Sölkner, 1998; Neerhof ve ark., 2000).

Tamamlanmamış gözlemlere ait kayıtların ortalama sürüden ayrılma oranı üzerinde doğrudan bir etkiye sahip olduğu, bu nedenle yaşam uzunluğu ve yetiştirme değerlerinin tahmininde zamana bağlı değişkenler ve tamamlanmamış gözlemleri kullanabilmek için en yaygın yöntemin Cox orantılı risk modelleri olduğu belirtilmiştir (Veerkamp ve ark., 2001).

Süt alımının devam ettiği süre içerisinde meydana gelen sürü hastalıklarına ait etki miktarlarının belirlenmesinde, elde edilen gebe kalma oranlarına ait etkilerin ayrıntılı olarak tahminlenebilmesi ve gebe kalan ineklere ait verim bilgilerinin tam olarak kullanılabilmesi amacıyla, yaşam analizi metotları kullanılmıştır (Lee ve ark. 1989).

Çeşitli hastalıkların Holstein ineklerinin sürüden atılmalarındaki etkilerini belirlemek amacıyla, aynı laktasyon evresindeki sağlıklı bir hayvan ile hasta bir

hayvanın sürüden ayrılma risklerini karşılaştırmada Cox orantılı risk modelleri kullanılmıştır. Modele yeni bir terimin eklenmesiyle modeldeki uyumun kontrolü için ise -2 log likelihood değerindeki değişimlere bakılarak değerlendirme yapılmıştır (Gröhn ve ark. 1998).

Biomedikal uygulamalardaki temel problem olan iki tedavi yönteminin yaşam oranları arasındaki farklılıkların karşılaştırılmasında Cox orantılı risk regresyon modeli kullanılmıştır (Zhang ve Kalein, 1998).

Bir hayvan için kayıt esnasında ihtiyaç duyulan yaşam ölçüleri, yaşam süresi ve tamamlanmamış verilere ait değerlerdir. Yaşam süresi, gerçek yaşam süresi veya tamamlanmamış veri kaydına ait süredir. Tamamlanmamış veri kayıtlarında kullanılan belirteçler ise, tamamlanan verilerde 1, tamamlanmamış verilerde 0 şeklinde gösterilmektedir (Kachman, 2000).

Trichoderma harzianum' un bal arılarının yaşamına olan etkilerini belirlemek amacıyla *Botrytis cinerea*' ya karşı kullanılan mücadele yöntemleri arasındaki farklılığın belirlenmesi için parametrik olmayan yaşam analizi (Kaplan-Meier tahminleyicisi ve Log-rank testi) yöntemleri kullanılmıştır (Brownold ve ark., 1997).

Bal arılarında polyethisim yaşının kovan içerisinde ve kovan dışındaki görev performansları üzerine olan genetik etkilerini belirleyebilmek amacıyla yaşam analizi yöntemleri kullanılmıştır. Elde edilen verilerin değerlendirilmesi için parametrik olmayan yaşam analiz yöntemi olan Wilcoxon yöntemi kullanılmıştır (O'Donnel, 1998).

Bacillus thuringiensis toksininin alımından sonra bal arılarındaki uçuş aktivitesini ve verimli yaşam uzunluğunu belirlemek amacıyla kolonilerden alınan arılardan elde ettikleri Kaplan-Meier tahminlerini karşılaştırmak için log-rank testi kullanılmıştır (Malone ve ark., 2001).

3. MATERYAL VE YÖNTEM

3.1. Materyal

Çalışmada kullanılan veriler 11 Ağustos 2001 – 09 Eylül 2001 tarihleri arasında yapılan 30 günlük bir deneme çalışmasından elde edilmiştir.

Yapılan çalışmada 28 adet çiftleştirme kutusu, ana arı üretiminde ve çiftleştirme kutularında küçük koloniler oluşturabilme amacıyla 6 adet 10 çerçeveli arılı kovan (daha önceden yapay tohumlama ile elde edilmiş Kafkas x Aydın melezi), deneme başlangıcından önceki hazırlık evrelerinde kovanlardaki genç işçi arı sayısını arttırmak ve kıştan yeni çıkmış arıların beslenmelerine yardımcı olabilmek amacıyla kek ve şurupluk malzemeleri kullanılmıştır. Verilerin değerlendirilmesi için ise SAS 6.12, JMP 4.0 istatistik paket programları ile PII işlemcisi olan, 128 MB RAM bellek, 20 GB sabit disk kapasiteli bir bilgisayar kullanılmıştır.

3.2. Yöntem

3.2.1. Ana Arı Yetiştirme Yöntemi

Ana arı üretmek amacıyla 1,2 ve 3 yaşlarındaki larvalar kullanılmıştır. “Doolittle” larva transfer yöntemi uygulanarak yapılan ana arı yetiştiriciliğinde, damızlık olarak kolonilerden petek gözlerinde yumurta ve genç larvaların bulunduğu petekler çıkartılarak larvalar, transfer kaşığı yardımı ile önceden hazırlanmış olan ana arı yüksüklerine yerleştirilmiştir. Transfer sırasında larva ile birlikte bir damla arı sütü de bu yüksüklere ilave edilmiştir. Larva transferi yapıldıktan sonra, yüksüklere bir taşıyıcı çerçeveye yerleştirilerek başlangıç kolonilerine verilmiştir.

Başlangıç kolonileri larva transfer tarihinden bir gün önce hazırlanmıştır. Öncelikle kuvvetli bir koloninin ana arısı alınmış, kolonideki açık yavrulu petekler başka kolonilere aktarılmıştır. Larvaların bulunduğu taşıma çerçevesi kovana yerleştirildikten sonra sürekli olarak 1 kısım şeker 1 kısım su ile hazırlanan şurupla beslenmiştir.

Başlangıç kolonilerine toplam 90 adet larva transferi yapılmış yüksük çerçevesi verilmiştir. Larva transferi yapıldıktan 10 gün sonra ana arı pupalarını taşıyan taşıyıcı çerçeve başlangıç kolonisinden alınarak, ana arı yüksükleri taşıyıcı çerçevelerden ayrılmış ve 1 gün önceden hazırlanmış olan çiftleştirme kutularına konulmuştur. Ana arı yüksüklerinin çiftleştirme kutularına konulduğu andan itibaren çalışma için belirlenmiş olan 30 günlük gözlem süresi başlatılmıştır.

Larvaların yaşları, ana arıların ergin hale gelerek yüksüklerinden çıktıkları zamana göre belirlenmiştir. Buna göre, 3 farklı gruptan oluşan yaş faktörüne ait elde edilen tamamlanmış ve tamamlanmamış gözlem değerlerinin 30 günlük zaman aralığı içerisindeki dağılımlarını, meydana geliş zamanlarını ve bu zamanlara ait istatistiksel sonuçları belirtmek amacıyla değerlendirmeler yapılmıştır.

3.2.2. Verilerin Elde Ediliş ve Tanımlanması

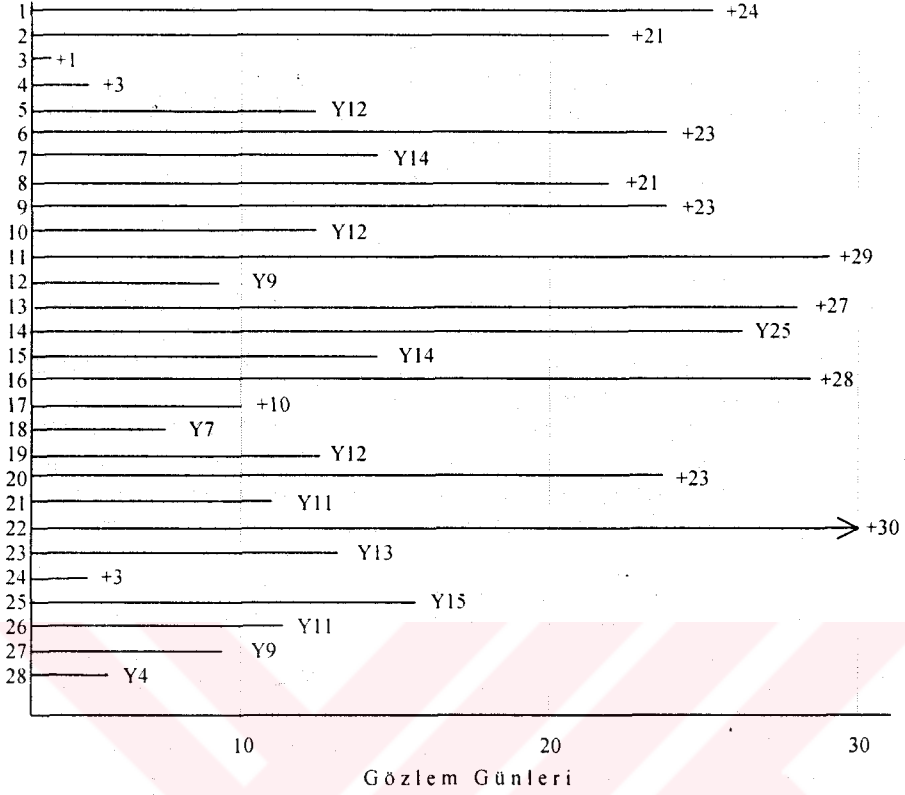
Yapılan çalışma sırasında ana arıların yüksükten çıkış tarihleri kaydedilerek, ana arıların üretilmesinde kullanılan larvaların yaşı belirlenmiştir. Buna göre transferlerde kullanılan larvaların 1,2 ve 3 günlük olduğu sonucu elde edilmiştir. Bu aşamalardan sonra zamana bağlı olan kayıtlar elde edilmeye başlamıştır. Yumurtlamaya başlangıç süresi ile ilgili verilerin elde edilmesinde yumurtlama tarihleri kaydedilmiştir.

Çiftleşme uçuşuna çıkıp geri dönmeyen, herhangi bir sebepten dolayı ölen veya belirlenen 30 günlük süre içerisinde yumurtlamaya başlamayan ana arılar tamamlanmamış veri olarak değerlendirilmiştir. Belirlenen zaman aralığında yumurtlamaya başlayan ana arılar, yani ilgilenilen olaya cevap veren gözlemler "1" (tamamlanmış gözlem, uncensored) olarak, herhangi bir sebepten dolayı ölen veya gözlem süresi bittiği halde yumurtlamayan ana arılar ise "0" (tamamlanmamış gözlem, censored) olarak belirtilmiştir. Yapılan çalışma sonucunda elde edilmiş olan yumurtlamaya başlama zamanları,

1+, 3+, 3+, 4, 7, 9, 9, 10+, 11, 11, 12, 12, 12, 13, 14, 14, 15, 21+, 21+, 23+, 23+, 23+, 24+, 25, 27+, 28+, 29+, 30+

şeklinde kaydedilmiştir. + işareti ile gösterilen değerler tamamlanmamış gözlem sürelerini belirtmektedir. Tamamlanmamış veri olarak belirlenen ana arılardan bir tanesi belirlenen çalışma süresi sona erdiği halde yumurtlamaya başlamamıştır ($T > t_c$). Tamamlanmamış veri olarak belirlenen diğer çiftleştirme kutularındaki ana arılar ise çalışmanın devam ettiği süre içerisinde, herhangi bir sebepten dolayı tekrar veri elde edilemeyecek şekilde gözlem dışı kalmışlardır. Elde edilen bu bilgilere göre, tamamlanmamış verilerin tamamı Ek 5'de belirtilen açıklamalara göre "right censored" veri olarak değerlendirilmiştir.

Yaşam analizi yöntemlerinde verilerin elde edilmesinden sonra, genellikle ortaya çıkan sonuçların rahat bir şekilde izlenebilmeleri için izleme çizelgeleri hazırlanmaktadır (Şenocak, 1992; Bull and Spiegelhalter, 1997). Yapılan çalışmada elde edilen veriler için düzenlenmiş olan izleme çizelgesi Şekil 3.1' deki gibi olmuştur. Şekilde "Y" harfi, daha önceden belirlenmiş olan 30 günlük süre içerisinde yumurtlamaya başlayan ana arıları ifade ederken, "+" işareti ise herhangi bir sebepten dolayı yumurtlamayan ana arıları göstermektedir.

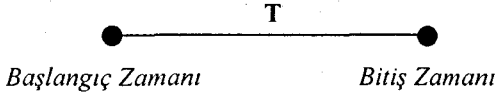


Şekil 3.1 Ana arıların yumurtlama zamanı verilerine göre elde edilen izleme çizelgesi

3.2.3. İstatistiksel Yöntemler

3.2.3.1. Yaşam sürelerine ait fonksiyonel gösterimler

Biyoistatistikte pek çok uygulama, yaşam süresi verilerine ait modelleri kapsar. Bu modellerin uygulandığı herhangi bir popülasyona ait bireyler için yaşam sürelerini belirleyen çeşitli fonksiyonlar kullanılmaktadır. Popülasyonun her bir üyesi, bir T yaşam süresine sahiptir. T yaşam süresi, araştırmaya konu olan herhangi bir olayın meydana gelişine kadar geçen süreyi gösteren şansa bağlı pozitif bir değişken olarak belirtilir (Klein, 1996).



Yapılan çalışmada araştırmaya konu olan olay, ana arıların verimlilik açısından en önemli evrelerinden birisi olan yumurtlamaya başlama süreleridir. Konunun başlangıç zamanı, denemenin de başlangıç zamanı olan ana arı

yüksüklerinin çiftleştirme kutularına verildiği tarihtir. Ana arıların yumurtlamaya başlama süresinin mevsime göre değiştiği ve bu sürenin Ağustos ayı içinde 10-25 gün arasında olduğu ve çalışmanın yapıldığı bölgenin iklim özellikleri, yükseklik (irtifa), nektar akışı faktörleri dikkate alınarak çalışma dönemi olarak 30 günlük bir izleme süresi uygulanmıştır.

3.2.3.1.1. Yaşam fonksiyonu

Yaşam fonksiyonu, monoton olarak azalan sürekli bir fonksiyondur ve herhangi bir t süresinde yaşamına devam eden bireye ait olasılık veya daha genel olarak, herhangi bir t süresinde meydana gelmemiş olan bir olayın olasılığını verir.

Belli bir t süresinden sonra yumurtlamadan yaşamına devam eden ana arıya ait olasılığı gösteren yaşam fonksiyonu,

$$S(t) = Prob[T \geq t] \quad 0 < t < +\infty$$

$$S(t) = \int_T^{\infty} f(x) dx \quad (1)$$

$$= 1 - F(t)$$

şeklinde belirtilir. Eşitlikte yer alan $F(t)$, T 'nin birikimli dağılım fonksiyonu olup, $F(t) = Prob[T \leq t]$ ifadesi ile gösterilir.

Olasılık yoğunluk fonksiyonu ise,

$$f(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{Prob(t \leq T \leq t + dt)}{dt} = \frac{dF(t)}{dt} = -\frac{dS(t)}{dt} \quad (2)$$

eşitliği ile elde edilir. Yoğunluk fonksiyonu, t ve $t+dt$ arasında meydana gelecek olan yumurtlama olayına ait olasılıktır (Anonim, 2000; Smith and Smith, 2001).

3.2.3.1.2. Risk fonksiyonu

Risk fonksiyonu, belirli bir zamana kadar beklenen olayın gözlenmediği herhangi bir birey için bir sonraki zaman aralığında beklenen olayın gözlenme olasılığı olarak belirtilebilir ve gözlemin zamanın bir fonksiyonu olarak ilgilenilen olaya yakınlığını yansıtmaya açısından önemlidir.

Yaşam fonksiyonu için modeller, daha önceden belirlenmiş olan t süresince herhangi bir bireye ait başarısızlığın riskini ölçen bir risk fonksiyonu tarafından oluşturulabilir. Herhangi bir bireye ait yaşam süresini gösteren T değişkenine ait alternatif bir tanımlama, meydana gelen olayın risk fonksiyonu tarafından verilmiştir (Klein, 1996; Şenocak, 1992).

Risk fonksiyonu,

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{Pr ob [t \leq T \leq t + dt | T \geq t]}{dt} = \frac{f(t)}{S(t)} = - \frac{d \log S(t)}{dt} \quad (3)$$

ifadesi ile belirtilmiştir. Bu ifadenin payı, daha önceden gözlenmemiş ve $(t, t+dt)$ aralığında meydana gelecek olan olaya ait şartlı olasılığı belirtir. Payda ise, aralığın genişliğidir. Bunların birbirine bölümü sonucunda, her bir ünite için meydana gelmesi beklenen olaya ait bir oran elde edilir. Bu ifadenin, aralığın genişliği kadar limiti alındıktan sonra, beklenen olaya ait risk oranı elde edilmiş olur.

Herhangi bir bireye ait yaşam süresini gösteren T değeri, $(t, t + dt)$ aralığındadır ve $T > t$ 'dir.

Birikimli risk fonksiyonu $\lambda(t)$ ise, başlangıç zamanından, t süresine kadar devam eden risklerin toplamı olarak düşünülebilir.

3.2.3.2. Verilerin Parametrik Dağılım Uyumlarının Belirlenmesi

Bir bireyde belli bir zaman içinde beklenen olayın gözlenebilmesine neden olabilecek birçok etkenden söz edilebilir. Ancak, bu etkenlerin tamamının belirlenerek belli bir matematiksel modele oturtulması son derece zor olan bir işlemdir. Bu durumda Ek 1'de belirtilen bazı dağılımlardan yararlanmak mümkündür.

Yapılan çalışma sonucunda elde edilen ana arılara ait yumurtlama başlangıç zamanlarının gösterdiği dağılımı belirlemek amacıyla dağılım uyum testi yapılmıştır. Test sonucunda elde edilen en büyük olabilirlik değerine göre, yumurtlama başlangıç sürelerinin gösterdiği dağılımı belirlenmiştir.

3.2.3.3. Yaşam analizinde kullanılan parametrik olmayan tahmin yöntemi

Parametrik olmayan tahmin yönteminde, tahmin için araştırmacı tarafından belirlenen zaman aralıkları değil, ilgilenilen olayın gerçekleşmesiyle ortaya çıkan ve eşit olmayan zamanlar dikkate alınmıştır.

$T_1 < T_2 < \dots < T_m$, birbirlerinden farklı tamamlanmış ilgili olay süreleri olarak belirtilir. Ducrocq (1997) tarafından, $S(t)$ yaşam eğrisinin parametrik olmayan tahmininin, şartlı olasılığın çarpımı olarak $S(t)$ 'nin olasılık tanımının belirtilmesi ile elde edilebileceği belirtilmiştir. Bu ifade,

$$S(t) = Prob [T \geq t] \\ = Prob [T > T_{[1]}] \times Prob [T > T_{[2]} | T > T_{[1]}] \times \dots \times Prob [T > T_{[k]} | T > T_{[k-1]}] \quad (4)$$

şeklinde gösterilmiştir. Eşitlikte yer alan $T_{[k]}$, t 'nin bir önceki ilgili olayın meydana geldiği süredeki değeridir.

Belirtilen her bir $Prob [T > T_{[k]} | T > T_{[k-1]}]$ şartlı olasılığına ait tahminleyici,

$$\frac{T_{[k]} \text{ sure sin den sonra yasa min a devam eden birey sayisi}}{T_{[k]} \text{ sure sin den once yasa min a devam eden birey sayisi}} = \frac{Y_k - d_k}{Y_k}$$

ifadesi ile belirtilmiştir. Bu olağan tahminleyicinin (4) numaralı eşitlik ile birleşerek, yaşam eğrisine ait oluşturduğu parametrik olmayan tahminleyici,

$$\hat{S}(t) = \hat{S}_{KM}(t) = \begin{cases} 1 & t < t_1 \\ \prod_{t_l \leq t} \left(\frac{Y_k - d_k}{Y_k} \right) & t_l \leq t \end{cases} \quad (5)$$

şeklinde gösterilebilir. Bu ifade *Kaplan-Meier* veya *Product-Limit* tahminleyicisi olarak bilinir. Eşitlikte yer alan d_k , T_i süresinde meydana gelen beklenen olayların sayısını gösterir. Y_k ise, T_i süresinde risk altında bulunan bireylerin sayısını göstermektedir.

Bu tahminleyiciye ait varyans ise *Greenwood Formülü* olarak adlandırılan denklem ile elde edilmektedir (Hintze, 2001). Bu denklem,

$$Var[\hat{S}_{KM}(t)] = [\hat{S}_{KM}(t)]^2 \sum_{k | T_{[k]} < t} \left(\frac{d_k}{Y_k(Y_k - d_k)} \right) \quad (6)$$

ifadesi ile belirtilmektedir. Buna göre, $S_{KM}(t)$ için güven aralığının hesaplanmasında,

$$S_{KM}(t) \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{Var[\hat{S}_{KM}(t)]} \quad (7)$$

eşitliği kullanılmaktadır.

3.2.3.4. Yaşam analizi tablosunun hazırlanması

Bu çalışmada, belirlenmiş olan 30 günlük zaman aralığı içinde gözlemler günlük olarak yapıldığından dolayı yaşam tablosu, gerçekleşen her yumurtlama olayında ortaya çıkan zamanları esas alan Kaplan-Meier yöntemine göre oluşturulmuştur. Araştırma sonucunda elde edilen verilerden ana arıların yumurtlamaya başlangıç zamanlarına ait birleştirilmiş Kaplan-Meier yaşam tablosu elde edildikten sonra, etkileri incelenen çiftleştirme kutusu içerisindeki işçi arı ağırlığı, larva yaşı ve yüksük boyu faktörleri için yaşam tabloları oluşturulmuştur.

Herhangi bir gözlem grubuna ait tablonun hazırlanmasında çok karmaşık olmayan bazı eşitliklerden yararlanılmaktadır. Tablo içerisinde yer alan herhangi bir t zamanında araştırma konusu olayın meydana gelme olasılığı,

$$q_t = \frac{d_t}{r_t} \quad (8)$$

şeklinde belirtilmiştir. Burada, d_t , t . dönemde araştırma konusu olan ana arıların yumurtlamaya başlaması olayının gözlemlendiği birey sayısı, r_t ise en az t süresi kadar gözlenen birey sayısıdır. i . dönemdeki yaşam (yumurtlamama) olasılığı,

$$p_t = 1 - q_t \quad (9)$$

ifadesi ile belirtilmiştir. t . döneme ait birikimli yaşam olasılığı,

$$Y_t = p_t * Y_{(t-1)} \quad (10)$$

şeklinde belirtilmiştir. $Y_{(t-1)}$, t zamanından önce meydana gelen olay zamanının birikimli yaşam olasılığıdır. t . dönem sonundaki birikimli yaşam olasılığının standart hatası ise,

$$SE(\hat{Y}_t) = \hat{Y}_t \sqrt{\sum_{j=1}^t \frac{d_j}{r_j(r_j - d_j)}} \quad (11)$$

denklemleri ile belirtilmektedir (Şenocak, 1992).

Kaplan-Meier yöntemi ile yapılan değerlendirmelerde ortalama yaşam süresini belirlemek amacıyla,

$$\mu = t_1 + Y_1(t_2 - t_1) + Y_2(t_3 - t_2) + \dots + Y_n(t_{son} - t_n) \quad (12)$$

eşitliği kullanılmaktadır. Eşitlikten de anlaşıldığı gibi ortalama yaşam süresi, birikimli yaşam olasılıklarına göre elde edilmektedir ve t_{son} araştırmanın kesildiği birimsel zamandır.

3.2.3.5. Parametrik olmayan testler

Yapılan çalışmada, tamamlanmamış gözlemler için kullanılan parametrik olmayan yöntemlerden en önemlisi olan logrank testi kullanılmıştır. Bu yöntemde esas, her gruptaki beklenen olayı gösteren ve göstermeyen gözlemlerin durumunu belirlemek ve bunlara dayalı olarak beklenen araştırma konusu olayların sayılarını ortaya koymaktır (Şenocak, 1992; Zhang, 1997). Bu durumda verilere ait elde edilmiş olan bilgiler,

Çizelge 3.1. Logrank test istatistiğinde kullanılan verilerin genel durumu

Gruplar	1.grup	2.grup	Toplam
Tamamlanmış Gözlem	d_{1j}	d_{2j}	d_j
Tamamlanmamış Gözlem	$n_{1j} - d_{1j}$	$n_{2j} - d_{2j}$	$n_j - d_j$
Toplam	n_{1j}	n_{2j}	n_j

şeklinde özetlenebilirler. Burada, n_{ij} ve d_{ij} ($j=1, \dots, m; i=1,2$) sırasıyla j zaman aralığının başlangıcında risk altında bulunan birey sayısı ve j zaman aralığında gözlenen olayların sayısıdır.

Logrank testinin hesaplanmasında,

$$Q = \frac{\left\{ \sum_{j=1}^m (d_{1j} - E_{1j}) \right\}^2}{\left\{ \sum_{j=1}^m V_{1j} \right\}} \quad (13)$$

eşitliği kullanılmaktadır. Burada E_{1j} ve V_{1j} terimleri beklenen değeri ve varyansı ifade etmektedirler. Beklenen değer,

$$E_{1j} = \frac{d_j n_{1j}}{n_j} \quad (14)$$

ifadesi ile elde edilirken, varyans

$$V_{1j} = \frac{d_j n_{1j} n_{2j} (n_j - d_j)}{n_j^2 (n_j - 1)} \quad (15)$$

ifadesi ile elde edilmektedir.

Yaşam eğrilerinin eşitliği hipotezi altında, logrank test istatistiği Q , 1 serbestlik dereceli Ki-kare dağılımına sahiptir (Zhang, 1997)

3.2.3.6. Cox orantılı risk regresyon modeli

Yaşam analizlerinde oldukça sık kullanılan modellerden birisi Cox orantılı risk regresyon modelidir. Bu model, araştırmacı tarafından belirlenen ilgili olayın başlangıç ve bitiş süreleri arasındaki zamanı belirten t için belirli bir dağılıma ihtiyaç duymadan konular arasında karşılaştırmalar yapabilen bir modeldir.

Cox orantılı risk modelinde, sürekli bağımsız değişkenlerin önemli olup olmadığı varsayımına dayanan bir birey için risk tanımlanır. Modelde, x sürekli bağımsız değişken vektörü ile birlikte herhangi bir bireye ait risk fonksiyonu $\lambda(t)$, belli bir dağılıma bağlı olmayan esas risk fonksiyonu $\lambda_0(t)$ ve x 'in parametrik bir fonksiyonu olan $e^{x\beta}$ ifadesinin çarpımıdır.

Ortaya çıkan bir t süresinde, gözlenmeye devam edilen bireylerin oranı Ek 4'de belirtilen yaşam fonksiyonu $S(t)$ tarafından belirlenir. Bu değişkenlere ait etkiler, yarı parametrik bir tahmin yöntemi kullanılarak esas risk fonksiyonundan bağımsız olarak tahminlenebilirler.

$X = (x_1, \dots, x_n)'$ zamana bağlı değerler alabilen, ilgilenilen olaya ait açıklayıcı değişkenlerin bir vektörü, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)'$ ise, regresyon parametrelerine ait bir vektör olarak belirtildiğinde, x 'in ait olduğu bir bireyin risk fonksiyonu $\lambda(t) = \lambda_0(t; x)$ şeklinde yazılır (Ducrocq, 1997).

Cox orantılı risk regresyon modelinde β 'nin tahmini için Cox (1972) tarafından geliştirilen yaşam fonksiyonuna ait Kaplan-Meier tahminleyicisine benzer bir yaklaşım kullanılır (Bkz. Ek 3).

Risk fonksiyonu sürekli bağımsız değişkenlerine ait en temel fonksiyon orantılı risk fonksiyonudur. Bu fonksiyon, x_i sürekli bağımsız değişkenli bir bireye ait t zamanındaki risk olup,

$$\lambda(t; x) = \lambda_0(t) \exp\{x'\beta\} \quad (16)$$

şeklinde belirtilir. Eşitlikteki $\lambda_0(t)$ terimi esas risk fonksiyonu olarak belirtilir. $\exp\{x'\beta\}$, ifadesi pozitif bir değer olup x_i kümesi ile birleşmiş, riskteki artma veya azalmaya uygun bir oransal risktir. Bu değerın hesaplanmasında bağımsız değişken ortalamalarından yararlanılmaktadır. Değişken değeri ile ortalama arasındaki fark alındıktan sonra elde edilen değer β ile çarpılarak $x'\beta$ değeri elde edilmektedir (Şenocak, 1992). 16 numaralı eşitliğin logaritması alınarak, riskin logaritmasına ait basit bir model elde edilir. Bu model,

$$\log \lambda(t; x) = \alpha_0(t) + x'\beta$$

olarak yazılır. Burada $\alpha_0(t) = \log \lambda_0(t)$, esas risk fonksiyonunun logaritmasıdır. Orantılı risk modelinin logaritması alınarak elde edilen bu modelde x sürekli bağımsız değişkenlerinin etkisi belirli bir t süresinde veya bütün sürelerde aynıdır. Burada dikkat edilmesi gereken önemli bir nokta β değeri, x bir birim arttığında risk fonksiyonunun logaritmasında meydana gelen değişim miktarı olmaktadır. Bu nedenle pozitif katsayılar, riskin artış gösterdiğini, negatif katsayılar ise riskin azaldığını belirtmektedir (Hintze, 2001).

3.2.3.7. İstatistiksel model tanımlamaları

Ana arıların yumurtlama başlangıç zamanlarına etkisi incelenen faktör ve zamana ait olan gözlemler, çalışmada kullanılan genç işçi arılara ait ağırlıklar, larva yaşı ve ana arıların içinde ergin hale geldikleri yüksük boylarıdır.

Elde edilen verilerin, farklı zamanlarda yapılan ölçümler için ideal olan ve esas risk fonksiyonu için herhangi bir dağılışa bağlı olmayan Cox orantılı risk regresyon modeline uyumu yapılmıştır. Bütün gözlemler için ortak olan esas risk fonksiyonu ve her bir bireye ait gözlemler için sürekli bağımsız değişkenlere ait bir vektör olmak üzere iki kısımdan oluşan bu modelde üç ayrı sabit etki kullanılmıştır.

Bu etkilere ait model uyumları ve açıklamaları,

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp(x'\beta) \quad (17)$$

şeklinde belirtilen Cox orantılı risk modeline göre tanımlanmıştır. Modelde yer alan,

$\lambda(t)$ =Risk fonksiyonu (ana arıların yumurtlama olasılığı).

$\lambda_0(t)$ =Esas risk fonksiyonu (Ana arılar için elde edilen yumurtlamaya başlangıç zamanları ile ilgili değerler)

x' =Açıklayıcı değişkenler vektörüdür. Bu değişkenler ise,

AA_i =Çiftleştirme kutularında bulunan işçi arı ağırlığı ($i = 10,20,40,60$)

LY_j =Ana arı üretiminde kullanılan larvaların yaşı ($j = 1,2,3$)

YB_l =Ana arıların içinde ergin hale geldikleri yüksüklerin boyları ($l = 1,2,3$)

β =Bilinmeyen parametrelere ait vektördür.

Modelde tanımlanan zaman ölçüsü, t , ilk yumurtlamanın başlangıç zamanı olarak tanımlanmıştır. Cox orantılı risk regresyon modeline göre elde edilen bilgiler doğrultusunda, çiftleştirme kutularında yer alan işçi arı ağırlıklarının, ana arının yumurtlamaya başlangıç süresine olan etkisini belirtmek için,

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp(AA_i) \quad (AA_i=10,20,40,60)$$

ana arı üretiminde kullanılan larvaların yaşının, ana arının yumurtlamaya başlangıç süresine olan etkisini belirtmek için,

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp(LY_j) \quad (LY_j=1,2,3)$$

ana arıların içinde gelişimlerini tamamlayarak ergin hale geldikleri yüksük boylarının yumurtlamaya başlangıç zamanı üzerine olan etkisini belirlemek için,

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp(YB_l) \quad (YB_l=2.2, \dots, 2.6)$$

çiftleştirme kutularındaki işçi arı ağırlığı ile larva yaşının, birlikte yumurtlamaya başlangıç süresine olan etkilerini incelemek için,

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp(AA_i + LY_j)$$

çiftleştirme kutularında bulunan işçi arı ağırlıkları ile yüksük boyunun, birlikte yumurtlama başlangıç süresine olan etkilerini belirlemek için,

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp(AA_i + YB_l)$$

ana arı üretiminde kullanılan larvaların yaşları ile yüksük boyunun, birlikte yumurtlama başlangıç zamanına olan etkisini belirtmek için,

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp(LY_j + YB_l)$$

ve son olarak, belirtilen üç faktörün birlikte yumurtlama başlangıç süresine olan etkilerini incelemek için,

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp(AA_i + LY_j + YB_l)$$

modelleri tanımlanmıştır.

Bu modellerde yer alan terimler dikkate alınarak $-2\log$ likelihood (-2LogL) deęerleri kontrol edilir. Sıfır hipotezi altında, bu olabilirlik oran istatistięi modelde yer alan parametre sayısı kadar serbestlik dereceli, Ki-kare daęılışı gosterir. Cox orantılı risk modelinde elde edilen Ki-kare olasılık deęerlerinin %5 onem seviyesine gore deęerlendirilmesi sonucunda modellere uyumun denetimi yapılmaktadır.

Deęişkenlerin etkisini incelemek amacıyla $-2\log L$ deęerlerine gore deęerlendirme yapan olabilirlik oran istatistięinin yanı sıra, aynı koşullar altında olabilirlik oran istatistięi ile yaklaşık olarak aynı sonuçları veren score ve wald ki kare deęerleri de kullanılmaktadır. Score istatistięi, modelde olmayan her deęişken iin deęişkenin modele eklenip eklenmeyeceęine karar vermek amacıyla hesaplanır. Wald istatistięi ise, modelde bulunan deęişkenleri modelden ıkartmak iin seerken hesaplanır.

alıřma sonucunda elde edilen verilere ait model uyumu ve dięer analizler, JMP 4.0.4 ve SAS 6.12 istatistik paket programları ile analiz edilerek deęerlendirilmiřtir.



4. BULGULAR

Deneme süresince elde edilen tamamlanmış ve tamamlanmamış veriler Çizelge 4.1' de özetlenmiştir.

Çizelge 4.1 Tamamlanmış ve tamamlanmamış gözlemlere ait bilgilerin özetlenmesi

Toplam Gözlem	Yumurtlamaya Başlayan Ana Arıların Sayısı	Tamamlanmamış Gözlemlerin Sayısı	Tamamlanmamış Gözlemlerin Oranı	Ortalama İzleme Süresi	Ortalama Yaşam Süresi
28	14	14	% 50.00	17 gün	19 gün

Çizelge 4.1'den toplam 28 adet çiftleştirme kutusu içerisinde bulunan ana arılardan elde edilen verilere göre 14 ana arının yumurta bıraktığı, 14 ana arının tamamlanmamış gözlem olarak değerlendirildiği, ortalama izleme süresinin (ortalama yumurtlama başlangıç süresi) 17 gün ve ortalama yaşam süresinin (yumurtlamadan geçen ortalama süre) ise 19 gün olduğu anlaşılmaktadır.

4.1. Yaşam Analizi Tablosu

Yaşam analizi tablosunun hazırlanması konusunda belirtilen 8, 9, 10 ve 11 numaralı eşitliklere göre, ana arılardan elde edilen tamamlanmış ve tamamlanmamış gözlem değerlerinin 30 günlük zaman aralığı içerisinde genel olarak dağılımlarını, meydana geliş zamanlarını ve bu zamanlara ait bazı istatistiksel sonuçları belirtmek amacıyla Çizelge 4.2 oluşturulmuştur. Tabloda belirtilen yaşam (survival) ifadesi yumurtlamama ifadesine karşılık kullanılmıştır. Çizelgede yer alan değerlerden de görüldüğü gibi çalışmanın başlangıcında tüm ana arılara ait yaşam olasılığı 1 (%100) olarak kabul edilmektedir. Daha sonra ana arılardan birinin veya bir kaçının yumurtlamasıyla tablodaki değerlerde değişme olduğu gözlenmektedir. Tabloda *gün* olarak belirtilen sütunda 30 günlük zaman aralığı içerisindeki tamamlanmış veya tamamlanmamış gözlem ya da gözlemlerin ortaya çıkış zamanı belirtilmektedir.

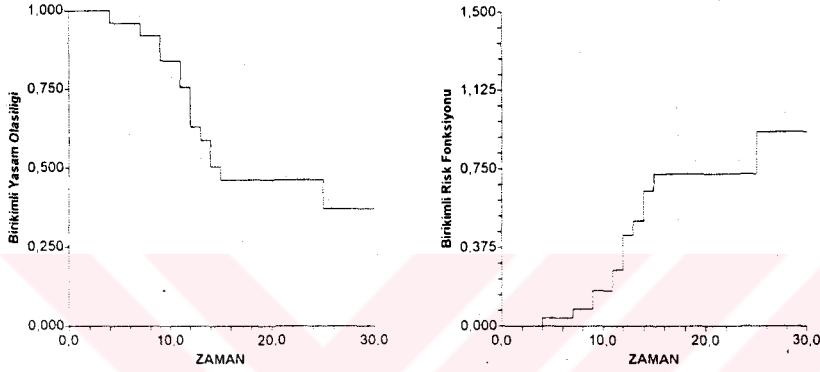
Çizelge 4.2 Birleştirilmiş yaşam analizi tablosu

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ için % 95 Güven Sınırları
1	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	1	28	
2	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	27	
3	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	2	27	
4	0.0400	0.0400	0.9600	0.9600	0.0392	1	0	25	0.8832 – 1.000
5	0.0000	0.0400	1.0000	0.9600	0.0392	0	0	24	
6	0.0000	0.0400	1.0000	0.9600	0.0392	0	0	24	
7	0.0417	0.0817	0.9583	0.9200	0.0543	1	0	24	0.8137 – 1.000
8	0.0000	0.0817	1.0000	0.9200	0.0543	0	0	23	
9	0.0870	0.1687	0.9130	0.8400	0.0733	2	0	23	0.6963 – 0.9837
10	0.0000	0.1687	1.0000	0.8400	0.0733	0	1	21	
11	0.1000	0.2687	0.9000	0.7560	0.0868	2	0	20	0.5859 – 0.9261
12	0.1667	0.4354	0.8333	0.6300	0.0982	3	0	18	0.4376 – 0.8224
13	0.0667	0.5021	0.9333	0.5880	0.1002	1	0	15	0.3916 – 0.7844
14	0.1429	0.6450	0.8571	0.5040	0.1020	2	0	14	0.3041 – 0.7039
15	0.0833	0.7283	0.9167	0.4620	0.1018	1	0	12	0.2625 – 0.6615
16	0.0000	0.7283	1.0000	0.4620	0.1018	0	0	11	
17	0.0000	0.7283	1.0000	0.4620	0.1018	0	0	11	
18	0.0000	0.7283	1.0000	0.4620	0.1018	0	0	11	
19	0.0000	0.7283	1.0000	0.4620	0.1018	0	0	11	
20	0.0000	0.7283	1.0000	0.4620	0.1018	0	0	11	
21	0.0000	0.7283	1.0000	0.4620	0.1018	0	2	11	
22	0.0000	0.7283	1.0000	0.4620	0.1018	0	0	9	
23	0.0000	0.7283	1.0000	0.4620	0.1018	0	3	9	
24	0.0000	0.7283	1.0000	0.4620	0.1018	0	1	6	
25	0.2000	0.9283	0.8000	0.3696	0.1160	1	0	5	0.1422 – 0.5970
26	0.0000	0.9283	1.0000	0.3696	0.1160	0	0	4	
27	0.0000	0.9283	1.0000	0.3696	0.1160	0	1	4	
28	0.0000	0.9283	1.0000	0.3696	0.1160	0	1	3	
29	0.0000	0.9283	1.0000	0.3696	0.1160	0	1	2	
30	0.0000	0.9283	1.0000	0.3696	0.1160	0	1	1	

Çizelge 4.2'de 1. gün içinde bir bireyin herhangi bir sebepten dolayı tamamlanmamış gözlem olarak araştırma dışı kaldığı görülmektedir. İkinci gün içinde, araştırma kapsamında bulunan 27 ana arı çiftleştirme kutusu ele alınmış olup, herhangi bir olay gözlenmediğinden 3. gün tekrar 27 ana arı ile araştırmaya devam edilmiştir. 3. günde 2 ana arı herhangi bir sebepten dolayı gözlem dışında kalmış ve bu nedenle 4. günde araştırmaya 25 ana arı ile devam edilmiştir. 4. gün ana arılardan bir tanesi yumurtlamaya başlamış ve bu döneme ait, $\hat{S}_{KM}(t)_B$ birleştirilmiş yaşam eğrisi tahminleri elde edilmiştir. 4. gün yumurtlayan ana arı gözlem süresini tamamlayarak bir sonraki gözlem zamanına dahil edilmemiştir. Dolayısı ile, 4. günden sonraki ilk olayın gözleendiği 7. güne kadar 24 birey araştırmada kalmıştır. Çalışmanın başlangıç anında sıfır olan risk (yumurtlama) olasılığı değerinde 4. gündeki yumurtlama olayının meydana gelmesiyle bir artış gözlenirken, yaşam (yumurtlamama) olasılığı değerinde ise bir düşüş ortaya çıkmıştır. 4. gündeki risk olasılığı olan 0.04 değeri, bu güne kadar yumurtlamamış olan ana arıların 4. gün içindeki yumurtlama olasılığıdır. Aynı şekilde çalışmaya başladıktan sonra 4 gün

yumurta bırakmamış olan bir ana arının en az bir gün daha yumurta bırakmama olasılığı ise 0.96 olarak hesaplanmıştır. En son yumurtlama olayı ise 25. günde meydana gelmiştir. Çizelgedeki “kalan gözlem (KGS)” kısmında belirtilen değerler ise risk altında bulunan birey sayısını belirtmektedir. Çizelge 4.2’den de izleneceği gibi her yumurtlama olayından sonra veya bireylerin herhangi sebepten dolayı gözlem dışında kalmalarından dolayı risk altında bulunan birey sayısında azalma meydana gelmektedir.

Araştırma sonucunda elde edilen veriler için birleştirilmiş birikimli yaşam olasılığı ve birikimli yumurtlama (risk) fonksiyonuna ait grafikler Şekil 4.1’deki gibi elde edilmiştir.



Şekil 4.1 Yumurtlamaya başlangıç zamanı değerlerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.

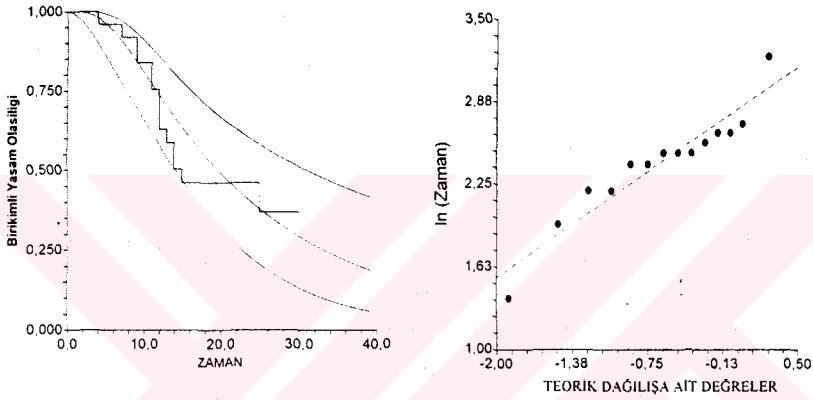
Şekil 4.1’deki birikimli yaşam olasılığı grafiğinde de görüldüğü gibi 4. güne kadar ana arılarda yumurtlama olmadığı için yaşam olasılığı bu süre içerisinde 1 olarak belirtilmiştir. 4. günde bir ana arının yumurtlaması nedeniyle yaşam olasılığında bir düşüş meydana gelmiştir. Düşüşe etki eden birey sayısı 4. gün içerisindeki birey sayısıdır. Birikimli risk fonksiyonu grafiğinde, 11-15. günler arasında sürekli olarak ana arılarda yumurtlama olayı gözlemlendiğinden dolayı, bu dönemlerdeki risk oranında belirli bir artış gözlenmiştir. Araştırmanın bitirildiği 30. günde yumurtlamadan yaşamına devam eden bir ana arının bulunmasından dolayı, son yumurtlama olayının meydana geldiği 25. gündeki birikimli risk olasılığı yatay kalacak şekilde belirlenmiştir.

Ana arıların yumurtlama zamanlarına ilişkin elde edilen verilerin dağılış uyumunu belirlemek amacıyla yapılan testlerde sonuçların lognormal dağılışa uyum gösterdiği görülmüştür. Dağılış uyumu için yapılan testlerden elde edilen sonuçlar Çizelge 4.3’te verilmiştir.

Çizelge 4.3 Dağılış uyumuna ait olabilirlik değerleri.

Dağılış	Log Likelihood
Lognormal	-58.55918
Weibull	-60.18017
Exponential	-62.07582
Normal	-63.09481
Logistic	-63.87209

Verilerin dağılışı uyumunu belirlemek amacıyla çizelge 4.3'te verilen log likelihood değerlerinin dışında elde edilen grafikler de uyumun belirlenmesinde yardımcı olmuştur. Verilerin dağılış uyumuna ait elde edilen yaşam olasılığı ve lognormal olasılığına ait grafikler Şekil 4.2'de gösterilmiştir.



Şekil 4.2. Verilerin dağılış uyumunu belirten yaşam olasılığı ve Lognormal olasılık grafikleri.

Şekil 4.2'deki Kaplan-Meier yaşam fonksiyonu grafiğinde de görüldüğü gibi verilerin %95'lik güven sınırları içerisinde lognormal dağılışı uyum gösterdiği anlaşılmaktadır (Hintze, 2001). Lognormal olasılık grafiğinde ise, teorik dağılışı ait değerler yatay eksen üzerinde, araştırma sonucunda elde edilmiş olan zaman verilerine ait doğal logaritmik değerler ise dikey eksen üzerinde gösterilmiştir. Tamamlanmamış verilere ait değerlerin belirtilmediği bu grafik üzerinde sadece gerçekleşen yumurtlama zamanı verileri yer almıştır. Grafik üzerinde yer alan her bir nokta yumurtlama zamanı değerlerini göstermektedir.

4.1.1. İşçi arı ağırlığına ait yaşam analizi

Ağırlık faktörü içerisinde yer alan grupların tamamlanmış ve tamamlanmamış gözlemlerine ait bilgiler Çizelge 4.4'te gösterilmiştir.

Çizelge 4.4. Ağırlık faktörüne ait tamamlanmış ve tamamlanmamış verilerin gruplara göre dağılımı

Gruplar	Toplam Gözlem Sayısı	Yumurtlamaya Başlayan Ana Arı Sayısı	Tamamlanmamış Gözlem Sayısı	Tamamlanmamış Gözlemlerin Oranı	Ortalama İzleme Süresi	Ortalama Yaşam Süresi
10 gram	7	2	5	% 71.43	15 gün	24 gün
20 gram	7	4	3	% 42.86	17 gün	17 gün
40 gram	7	5	2	% 28.57	12 gün	16 gün
60 gram	7	3	4	% 57.14	9 gün	19 gün

On gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen yumurtlamaya başlangıç zamanı verilerine ilişkin yaşam analizi bulguları Çizelge 4.5'te belirtilmiştir.

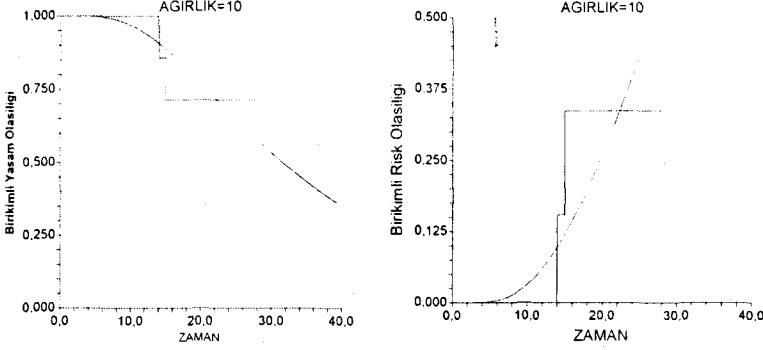
Çizelge 4.5. 10 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ İçin % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	7	
14	0.1429	0.1429	0.8571	0.8571	0.1323	1	0	7	0.5979 - 1.000
15	0.1667	0.3096	0.8333	0.7143	0.1707	1	0	6	0.3796 - 1.000
21	0.0000	0.3096	1.0000	0.7143	0.1707	0	2	5	
23	0.0000	0.3096	1.0000	0.7143	0.1707	0	2	3	
28	0.0000	0.3096	1.0000	0.7143	0.1707	0	1	1	

Çizelge 4.5'te görüldüğü gibi 10 gram işçi arı ağırlığı içeren çiftleştirme kutularındaki ana arılardan bir tanesi 14. günde yumurtlamaya başlamıştır. 14. ve 15. günlerde meydana gelmiş olan yumurtlama olayları sonrasında, bu dönemlere ait $\hat{S}_{KM}(t)_{AA_{10}}$ yaşam eğrisi tahminleri elde edilmiştir. Başlangıçta sıfır olan ancak 14. günde meydana gelen yumurtlama olayı ile birlikte artış gösteren risk olasılığı değeri (0.1429), 14. güne kadar yumurtlamamış olan ana arıların 14. gün içindeki yumurtlama olasılığını göstermektedir. Çalışmaya başladıktan sonra bu grup içerisinde yer alan ve 14 gün yumurta bırakmamış bir ana arının en az bir gün daha yumurta bırakmama olasılığı ise 0.8571 olarak elde edilmiştir. 15. güne yumurtlamadan giren ana arıların en az bir gün daha yumurta bırakmama olasılığı ise 0.8333 olarak hesaplanmıştır.

On gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri Şekil 4.3'deki gibi elde edilmiştir. Şekildeki birikimli yaşam olasılığı grafiğinden izleneceği gibi, 14. güne kadar yaşam olasılığı 1 olan ana arılardan bir tanesinin

yumurtlamaya başlamasıyla başlangıç olasılık değerinde bir düşüş ($1-0.1429=0.8571$) meydana gelmiştir. Daha sonra 15. günde, araştırmada kalan 6 ana arıdan birinin daha yumurtlamaya başlamasıyla yaşam olasılığında yeni bir düşüş daha gözlenmiştir. Birikimli risk fonksiyonu grafiğinde ise, 14. ve 15. günlerde birer ana arının yumurtlamaya başlamasıyla birlikte başlangıç risk değerinde artış ortaya çıkmıştır.



Şekil 4.3. 10 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arı verilerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.

Şekil 4.3'de belirtilen yaşam eğrisi tahminlerine ait grafiğin üzerinden geçen eğri lognormal yaşam fonksiyonu eğrisini, risk fonksiyonu grafiği üzerinde yer alan eğri ise lognormal risk fonksiyonu eğrisini göstermektedir (Şenocak, 1992).

Yirmi gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen yumurtlamaya başlangıç zamanı verilerine ilişkin yaşam analizi bulguları Çizelge 4.6'da belirtilmiştir.

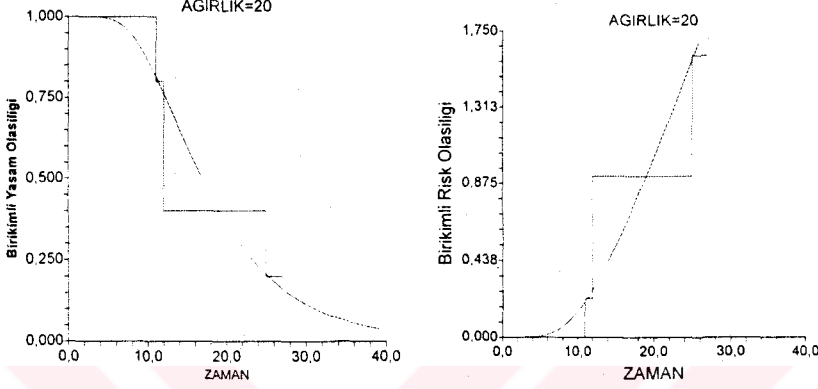
Çizelge 4.6. 20 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ İçin % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	7	
1	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	1	7	
3	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	1	6	
11	0.2000	0.2000	0.8000	0.8000	0.1789	1	0	5	0.4494 – 1.0000
12	0.5000	0.7000	0.5000	0.4000	0.2191	2	0	4	0.0000 – 0.8294
25	0.5000	1.2000	0.5000	0.2000	0.1789	1	0	2	0.0000 – 0.5506
27	0.0000	1.2000	1.0000	0.2000	0.1789	0	1	1	

Çizelge 4.6 incelendiğinde, çalışmanın birinci gündeki ilk tamamlanmamış gözleminin ve en son yumurtlama olayının bu grup içerisinde yer aldığı görülmektedir. Bu gruptaki ilk yumurtlama olayı 11. günde gözlenmiştir. 11. 12. ve

25. günlerde meydana gelmiş olan yumurtlama olayları sonrasında, bu dönemlere ait $\hat{S}_{KM}(t)_{AA_{20}}$ yaşam eğrisi tahminleri elde edilmiştir.

Yirmi gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri Şekil 4.4'deki gibi elde edilmiştir.



Şekil 4.4. 20 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arı verilerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.

Şekil 4.4'de ilk yumurtlama olayının meydana geldiği 11. güne kadar birikimli yaşam olasılığının bir, birikimli risk fonksiyonunun ise sıfır olduğu görülmektedir. 11. gündeki yumurtlama olayının ardından yaşam olasılığında düşüş, risk fonksiyonunda ise artış gözlenmiştir.

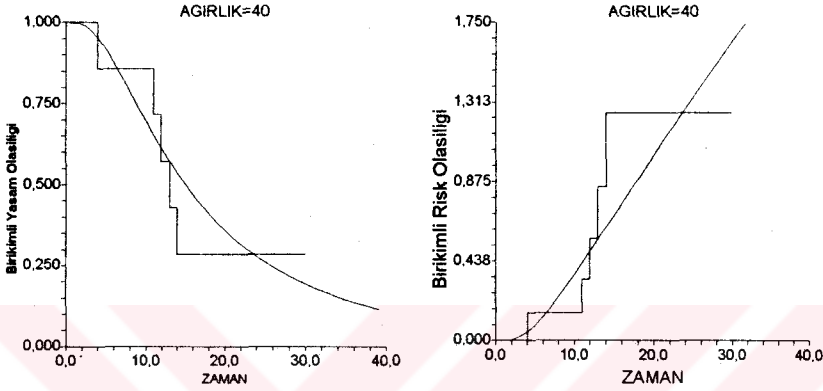
Ağırlık faktörü içerisindeki bir diğer grup olan 40 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen yumurtlamaya başlangıç zamanı verilerine ilişkin yaşam analizi bulguları Çizelge 4.7'de görüldüğü gibi elde edilmiştir.

Çizelge 4.7. 40 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ İçin % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	7	
4	0.1429	0.1429	0.8571	0.8571	0.1323	1	0	7	0.5979 - 1.0000
11	0.1667	0.3096	0.8333	0.7143	0.1707	1	0	6	0.3796 - 1.0000
12	0.2000	0.5096	0.8000	0.5714	0.1870	1	0	5	0.2048 - 0.9380
13	0.2500	0.7596	0.7500	0.4286	0.1870	1	0	4	0.0620 - 0.7952
14	0.3333	1.0929	0.6667	0.2857	0.1707	1	0	3	0.0000 - 0.6204
24	0.0000	1.0929	1.0000	0.2857	0.1707	0	1	2	
30	0.0000	1.0929	1.0000	0.2857	0.1707	0	1	1	

Çizelge 4.7'de, belirtildiği gibi ilk yumurtlama olayı 4.günde gerçekleşmiştir. Bu değer aynı zamanda bütün gruplar için elde edilen ilk yumurtlama zamanıdır. Bu

grup içerisinde yer alan yumurtlama olaylarından sonra, olayın meydana geldiği zamanlara ait $\hat{S}_{KM}(t)_{AA_{40}}$ yaşam eğrisi tahminleri elde edilmiştir. Bu grupta içerisinde yer alan çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri Şekil 4.5'de belirtildiği gibidir. Şekilden de izleneceği gibi, 11, 12, 13 ve 14. günlerde art arda meydana gelene yumurtlama olayları nedeniyle yaşam olasılığında sürekli bir düşüş gözlenmiştir. 14. günden sonra herhangi bir yumurtlama olayı olmadığı için birikimli yaşam olasılığı 14. gündeki değerde kalmıştır.



Şekil 4.5 40 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arı verilerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.

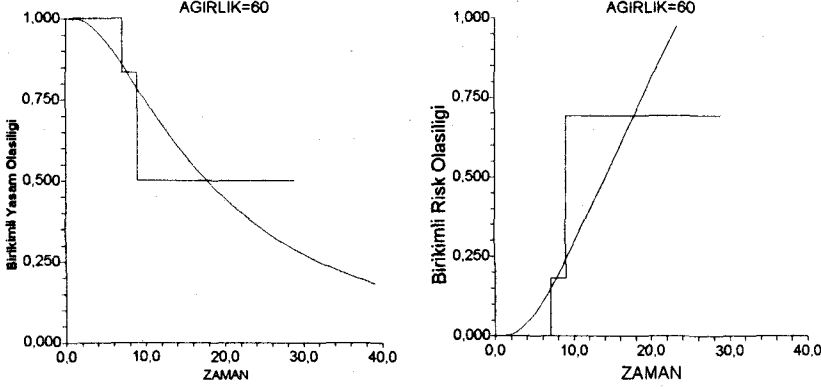
Ağırlık faktörüne ait son grup olan 60 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen yumurtlama başlangıç verilerine ait yaşam analizi bulguları Çizelge 4.8'de belirtilmiştir.

Çizelge 4.8. 60 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ İçin % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	7	
3	0.0000	0.0000	0.1000	1.0000	0.0000	0	1	7	
7	0.1667	0.1667	0.8333	0.8333	0.1521	1	0	6	0.5351 – 1.0000
9	0.4000	0.5667	0.6000	0.5000	0.2041	2	0	5	0.0999 – 0.9001
10	0.0000	0.5667	1.0000	0.5000	0.2041	0	1	3	
23	0.0000	0.5667	1.0000	0.5000	0.2041	0	1	2	
29	0.0000	0.5667	1.0000	0.5000	0.2041	0	1	1	

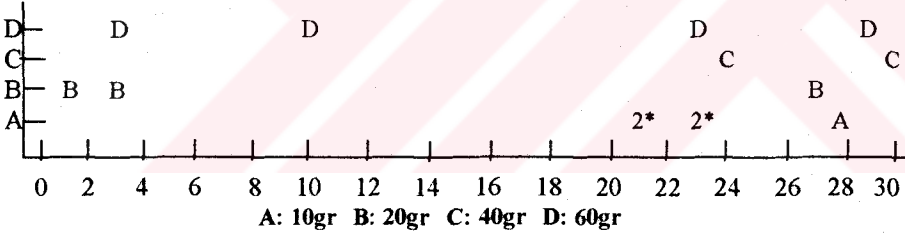
Çizelge 4.8'de görüldüğü gibi 7. ve 9. günlerde meydana gelen yumurtlama olayları sonrasında bu dönemlere ait $\hat{S}_{KM}(t)_{AA_{60}}$ yaşam eğrisi tahminleri elde edilmiştir. Bu grup içerisinde bulunan ana arılardan elde edilen verilere ait birikimli

yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri Şekil 4.6'da verilmiştir. Bu grupta yer alan ana arılardan bir tanesi 7. günde yumurtlayarak yaşam olasılığında düşüşe neden olmuştur. 9. günde iki yumurtlama olayının gerçekleşmesiyle ve risk altında bulunan birey sayısı nedeniyle yaşam olasılığındaki düşüş daha fazla olmuştur.



Şekil 4.6. 60 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arı verilerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.

Çalışma sonucunda elde edilen tamamlanmamış verilerin ağırlık faktörüne ait gruplara ve günlere göre dağılımı ise Şekil 4.7'de verilmiştir.



Şekil 4.7. Ağırlık faktörü içerisinde yer alan tamamlanmamış gözlemlerin gruplara ve günlere göre dağılımları

Şekil 4.7 incelendiğinde, en fazla tamamlanmamış gözlemin 10 gramlık grupta meydana geldiği görülmektedir. Şekilde yer alan 2* ifadesi, 21. ve 23. günlerde 10 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularında ikişer adet tamamlanmamış gözlemin ortaya çıktığını göstermektedir.

Ağırlık etmeninin ana arıların yumurtlamaya başlama zamanlarına olan etkilerini belirlemek amacıyla yapılan Log-Rank testi sonuçları Çizelge 4.9'da verilmiştir.

Çizelge 4.9. Ağırılık faktörüne ait Log-Rank test istatistiği sonuçları.

		χ^2 değeri	S.D.	P değeri
Ağırılık ¹		3.46	3	0.3261
Ağırılık ²	AA ₁₀ – AA ₂₀	2.37	1	0.1234
	AA ₁₀ – AA ₄₀	3.78	1	0.0518
	AA ₁₀ – AA ₆₀	1.45	1	0.2291
	AA ₂₀ – AA ₄₀	0.00	1	0.9661
	AA ₂₀ – AA ₆₀	0.02	1	0.8894
	AA ₄₀ – AA ₆₀	0.01	1	0.9171

¹ Ağırılık grupları arasındaki farklılık

² Ağırılık grupları arasındaki ikişerli karşılaştırma

Çizelge 4.9'da, yapılan çalışma sonucunda elde edilmiş olan veriler için ortaya çıkan log-rank test istatistiği sonuçları 0.05 önem seviyesine göre önemsiz görünmekle birlikte, 10 - 40 gr ağırılık grupları arasındaki p değeri diğerlerine göre oldukça düşük bulunmuştur (0.0518). Ancak genel olarak, Kaplan-Meier yaşam analizi hipotezine göre, ağırılık gruplarına ait risk oranları arasında fark olmadığını ifade etmek mümkündür ($p > 0.05$).

4.1.2. Larva yaşına ait yaşam analizi

Yaş faktörü içerisinde yer alan grupların tamamlanmış ve tamamlanmamış gözlemlerine ait bilgiler Çizelge 4.10'da verilmiştir.

Çizelge 4.10. Yaş faktörüne ait tamamlanmış ve tamamlanmamış verilerin gruplara göre dağılımı

Gruplar	Toplam Gözlem Sayısı	Yumurtlamaya Başlayan Ana Arı Sayısı	Tamamlanmamış Gözlem Sayısı	Tamamlanmamış Gözlemlerin Oranı	Ortalama İzleme Süresi	Ortalama Yaşam Süresi
1 Yaş	12	5	7	% 58.33	11	21
2 Yaş	6	3	3	% 50.00	20	21
3 Yaş	10	6	4	% 40.00	12	15

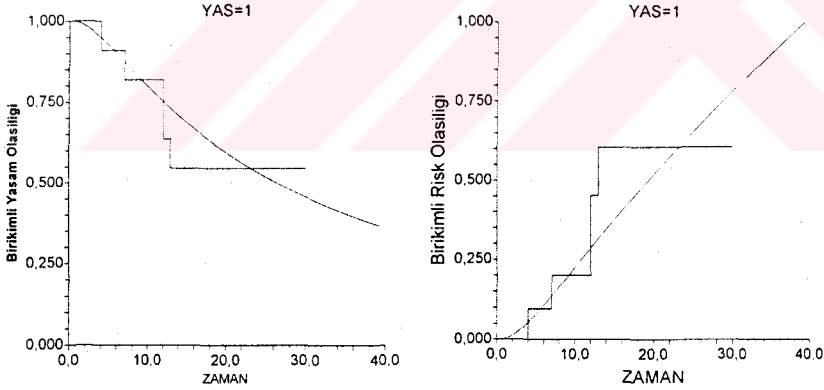
Bir günlük larvalardan elde edilmiş ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularından elde edilen yumurtlamaya başlangıç zamanı verilerine ilişkin yaşam analizi bulguları Çizelge 4.11'de belirtilmiştir.

Çizelge 4.11. 1 günlük larvaların bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ için % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	12	
3	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	1	12	
4	0.0909	0.0909	0.9091	0.9091	0.0867	1	0	11	0.7392 – 1.0000
7	0.1000	0.1909	0.9000	0.8182	0.1163	1	0	10	0.5903 – 1.0000
12	0.2222	0.4131	0.7778	0.6364	0.1450	2	0	9	0.3521 – 0.9206
13	0.1429	0.5560	0.8571	0.5455	0.1501	1	0	7	0.2512 – 0.8397
21	0.0000	0.5560	1.0000	0.5455	0.1501	0	1	6	
23	0.0000	0.5560	1.0000	0.5455	0.1501	0	1	5	
24	0.0000	0.5560	1.0000	0.5455	0.1501	0	1	4	
27	0.0000	0.5560	1.0000	0.5455	0.1501	0	1	3	
29	0.1000	0.5560	1.0000	0.5455	0.1501	0	1	2	
30	0.0000	0.5560	1.0000	0.5455	0.1501	0	1	1	

Çizelge 4.11’de görüldüğü gibi, çalışmada üretilen ana arılardan elde edilen verilerin büyük bir çoğunluğu 1 yaşındaki larvalardan üretilen ana arılardan elde edilmiştir. Burada, yumurtlama olayları sonrasında bu yaş grubuna ait $\hat{S}_{KM}(t)_{LY_i}$ yaşam eğrisi tahminleri bulunmuştur.

Bir günlük larvalardan elde edilen ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularındaki yumurtlama zamanlarına ait verilerin birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk olasılığı grafikleri Şekil 4.8’deki gibidir.



Şekil 4.8. 1 günlük larvalardan elde edilen ana arılara ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.

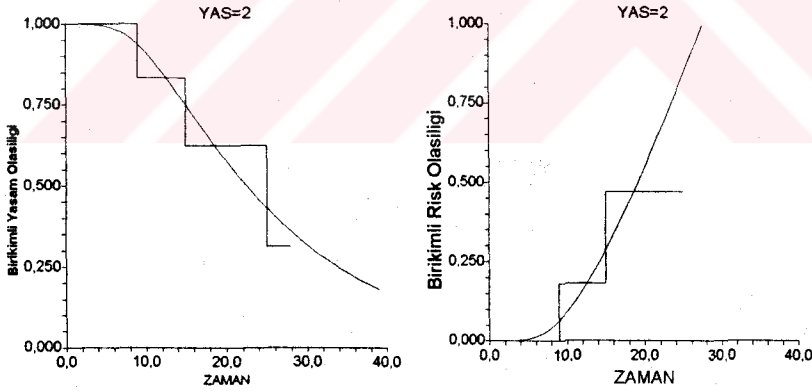
Şekil 4.8’deki grafik incelendiğinde, 12. günde meydana gelen iki yumurtlama olayından dolayı risk olasılığındaki artışın 4, 7 ve 13. günlerdeki risk fonksiyonu artışına oranla daha fazla olduğu görülmektedir. Bunun başlıca nedeni, risk altında bulunan birey sayısı ve beklenen olayın meydana geldiği birey sayısı ile ilgilidir.

İki günlük larvalardan elde edilmiş ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularından elde edilen yumurtlamaya başlangıç zamanı verilerine ilişkin yaşam analizi bulguları Çizelge 4.12’de belirtildiği gibidir.

Çizelge 4.12. 2 günlük larvaların bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ İçin % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	6	
9	0.1667	0.1667	0.8333	0.8333	0.1521	1	0	6	0.5351 – 1.0000
10	0.0000	0.1667	1.0000	0.8333	0.1521	0	1	5	
15	0.2500	0.4167	0.7500	0.6250	0.2135	1	0	4	0.2066 – 1.0000
23	0.0000	0.4167	1.0000	0.6250	0.2135	0	1	3	
25	0.5000	0.9167	0.5000	0.3125	0.2454	1	0	2	0.0000 – 0.7935
28	0.0000	0.9167	1.0000	0.3125	0.2454	0	1	1	

Çizelge 4.12’den izleneceği gibi, bu grup içerisinde gözleme alınan 6 birey bulunmaktadır. Bu bireylerden 3 tanesinde yumurtlama olayı meydana gelirken, 3 tanesi tamamlanmamış gözlem olarak değerlendirilmiştir. Yumurtlama olayları sonrasında bu gruba ait $\hat{S}_{KM}(t)_{LY_2}$ yaşam eğrisi tahminleri elde edilmiştir. İlk yumurtlama olayının meydana geldiği 9. güne kadar yaşam olasılıkları 1, risk olasılıkları ise sıfır olarak değerlendirilmeye alınmıştır. Bu gruptaki ana arıların yumurtlamaya başlama zamanlarına ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri ise Şekil 4.9’da verilmiştir.



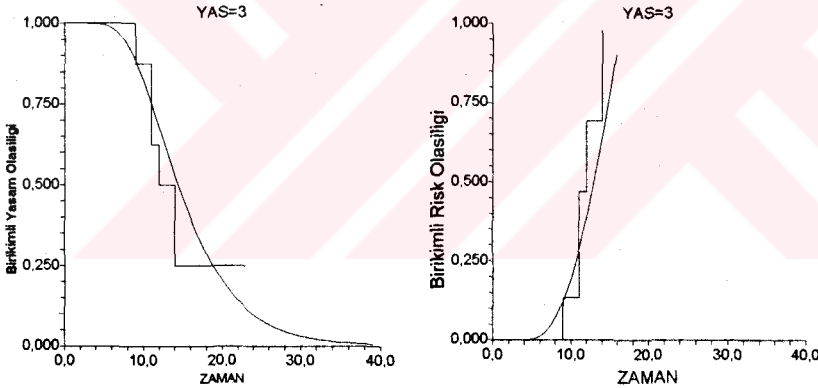
Şekil 4.9. 2 günlük larvalardan elde edilen ana arılara ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.

Yaş faktörünün son grubu olan 3 günlük larvalardan üretilen ana arıların yumurtlamaya başlama zamanlarına ilişkin Kaplan-Meier yaşam analizi sonuçları Çizelge 4.13’de belirtilmiştir.

Çizelge 4.13. 3 günlük larvaların bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arılardan elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ için % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	10	
1	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	1	10	
3	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	1	9	
9	0.1250	0.1250	0.8750	0.8750	0.1169	1	0	8	0.6458 – 1.0000
11	0.2857	0.4107	0.7143	0.6250	0.1712	2	0	7	0.2895 – 0.9605
12	0.2000	0.6107	0.8000	0.5000	0.1768	1	0	5	0.1535 – 0.8465
14	0.5000	1.1107	0.5000	0.2500	0.1531	2	0	4	0.0000 – 0.5501
21	0.0000	1.1107	1.0000	0.2500	0.1531	0	1	2	
23	0.0000	1.1107	1.0000	0.2500	0.1531	0	1	1	

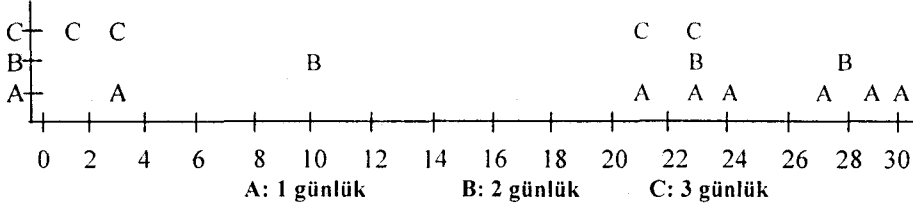
Çizelge 4.13'den izleneceği gibi toplam 10 ana arının bulunduğu 3 günlük larva grubu içerisinde 6 ana arıda yumurtlama olayı gözlenmiştir. Diğer 4 gözlem ise, tamamlanmamış gözlem olarak değerlendirilmiştir. İlk yumurtlama olayının gözlendiği 9. güne kadar 2 ana arı gözlem dışı kalarak tamamlanmamış veri olarak değerlendirilmiştir. Elde edilen yumurtlama olaylarından sonra 3 günlük larva grubuna ait $\hat{S}_{KM}(t)_{LY_3}$ yaşam eğrisi tahminleri elde edilmiştir. Bu grupta yumurtlamaya başlayan ana arılara ait yumurtlama zamanı verilerinin birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri Şekil 4.10'da verilmiştir.



Şekil 4.10. 3 günlük larvalardan elde edilen ana arılara ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri.

Şekil 4.10'da görüleceği gibi 11. ve 14. günlerde iki ana arının yumurtlamaya başlamasıyla birikimli yaşam olasılığında hızlı bir düşüş meydana gelmiştir. Buna karşılık birikimli risk olasılığında ise, hızlı bir artış meydana gelmiştir.

Deneme süresince elde edilen tamamlanmamış verilerin yaş faktörü içerisinde yer alan gruplara ve gözlendiği günlere göre dağılımı ise Şekil 4.11'de belirtilmiştir.



Şekil 4.11. Yaş faktörü içerisinde yer alan tamamlanmamış gözlemlerin gruplara ve günlere göre dağılımları

Şekil 4.11'de görüldüğü gibi, yaş faktörü içerisinde yer alan ana arılara ait en fazla tamamlanmamış gözlem, 1 günlük larvalardan üretilen ana arılarda ortaya çıkmıştır.

Yapılan araştırma sonucunda yaş faktörünün ana arıların yumurtlamaya başlama sürelerine olan etkilerini belirlemek amacıyla yapılmış olan Log-Rank testine ait sonuçlar Çizelge 4.14'de verildiği gibidir.

Çizelge 4.14. Larva yaşı faktörüne ait log-rank test istatistiği sonuçları.

		χ^2 değeri	S.D.	P değeri
Larva Yaşı ¹		1.758	2	0.4152
Larva Yaşı ²	LY ₁ - LY ₂	0.00	1	0.9448
	LY ₁ - LY ₃	0.99	1	0.3199
	LY ₂ - LY ₃	1.63	1	0.2020

¹ Larva Yaşı grupları arasındaki farklılık

² Larva Yaşı grupları arasındaki ikişerli karşılaştırma

Çizelge 4.14'de, çalışmadan elde edilmiş olan veriler için ortaya çıkan log-rank test istatistiğine göre, test sonuçları 0.05 önem seviyesine göre önemsiz bulunmakla birlikte yaşa bağlı olarak p değerlerinde önemli düşüş olduğu dikkati çekmektedir. Ancak genel olarak, Kaplan-Meier yaşam analizi hipotezine göre, yaş gruplarına ait risk oranları arasında fark olmadığını söylemek mümkündür.

4.1.3. Yüksük boyuna ait yaşam analizi

Yetiştirilen ana arıların larva ve pupa dönemlerini tamamladıktan sonra içlerinde ergin hale geldikleri yüksüklerin boylarına ilişkin 4 ayrı grup elde edilmiştir. Yapılan ölçümler sonucunda gözlenen yüksük boylarının 2.2 - 2.6 cm arasında değiştiği belirlenmiştir. Yüksük boyu faktörüne ait elde edilmiş olan tamamlanmış ve tamamlanmamış gözlemlerin bilgileri Çizelge 4.15'de verilmiştir.

Çizelge 4.15. Yüksük boyu faktörüne ait tamamlanmış ve tamamlanmamış verilerin gruplara göre dağılımı

Gruplar	Toplam Gözlem Sayısı	Yumurtlamaya Başlayan Ana Arı Sayısı	Tamamlanmamış Gözlem Sayısı	Tamamlanmamış Gözlemlerin Oranı	Ortalama İzleme Süresi	Ortalama Yaşam Süresi
2.2 cm	9	3	6	% 66.67	21 gün	23 gün
2.4 cm	8	4	4	% 50.00	13 gün	20 gün
2.5 cm	7	5	2	% 28.57	10 gün	13 gün
2.6 cm	4	2	2	% 50.00	15 gün	19 gün

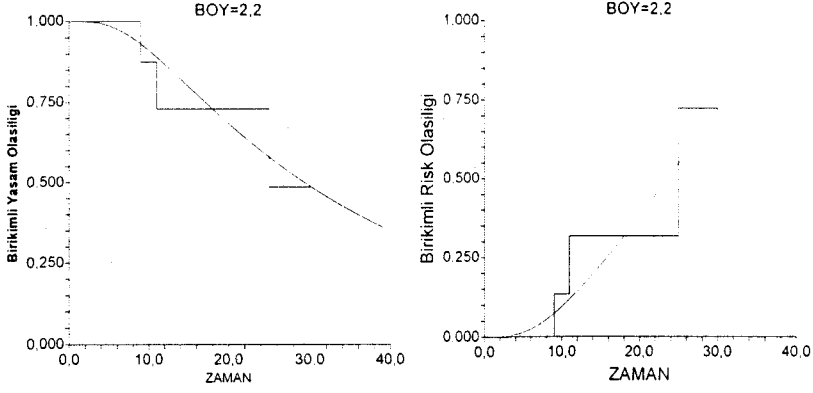
Kısa yüksükler (2.2 cm) içerisinde gelişen ana arılarda gözlenen yumurtlamaya başlangıç zamanlarına uygulanan Kaplan-Meier yaşam analizi sonuçları Çizelge 4.16'da verilmiştir. Çizelgeden izleneceği gibi, bu gruptaki 9 bireyden 3'ü yumurtlamış, 6'sı tamamlanmamış gözlem olarak değerlendirilmiştir.

Çizelge 4.16. 2.2 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularından elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM(t)}$ için % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	9	
3	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	1	9	
9	0.1250	0.1250	0.8750	0.8750	0.1169	1	0	8	0.6458 - 1.0000
10	0.0000	0.1250	1.0000	0.8750	0.1169	0	1	7	
11	0.1667	0.2917	0.8333	0.7292	0.1650	1	0	6	0.4058 - 1.0000
21	0.0000	0.2917	1.0000	0.7292	0.1650	0	1	5	
23	0.0000	0.2917	1.0000	0.7292	0.1650	0	1	4	
25	0.3333	0.6250	0.6667	0.4861	0.2269	1	0	3	0.0414 - 0.9306
27	0.0000	0.6250	1.0000	0.4861	0.2269	0	1	2	
30	0.0000	0.6250	1.0000	0.4861	0.2269	0	1	1	

Tamamlanmamış gözlemler içerisinde yer alan ve 30. güne kadar yumurtlama olayı gözlenmeyen, ancak yaşamına devam eden ana arı da bu grup içerisinde yer almıştır. Burada, yumurtlama olayları sonrasında bu gruba ait $\hat{S}_{KM}(t)_{YB_{2,2}}$ yaşam eğrisi için tahmin değerleri elde edilmiştir.

Bu grup içerisinde yer alan ana arılardan elde edilen yumurtlama zamanlarına göre oluşturulan birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri Şekil 4.12'deki gibidir. Bu grafiklerden de, ilk yumurtlama olayının 9. günde meydana geldiği görülmektedir. Bu döneme kadar olan yaşam olasılığı 1, risk olasılığı ise sıfır olarak değerlendirmeye alınmıştır.



Şekil 4.12. 2.2cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların yumurtlama zamanlarına ait birikimli yaşam olasılığı ve risk fonksiyonu grafikleri.

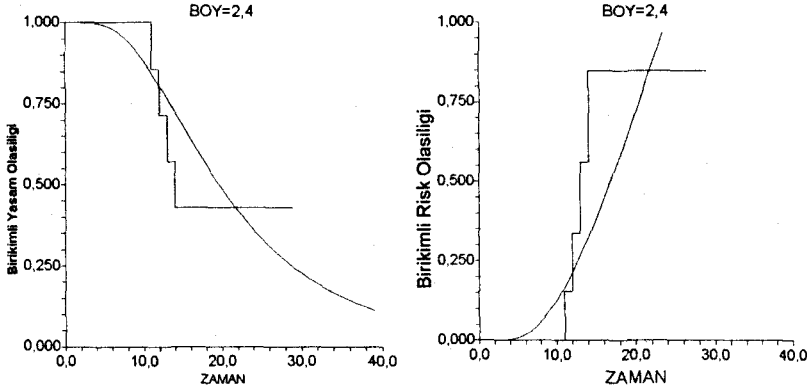
Diğer bir yüksük boyu faktörü olan 2.4 cm boyundaki yüksükler içerisinde gelişen ana arılarda gözlenen yumurtlamaya başlangıç zamanına uygulanan Kaplan-Meier yaşam analizi sonuçları Çizelge 4.17’de verilmiştir.

Çizelge 4.17. 2.4 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularından elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ için % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	8	
3	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	1	8	
11	0.1429	0.1429	0.8571	0.8571	0.1323	1	0	7	0.5979 – 1.0000
12	0.1666	0.3095	0.8333	0.7143	0.1707	1	0	6	0.3796 – 1.0000
13	0.2000	0.5095	0.8000	0.5714	0.1870	1	0	5	0.2048 – 0.9380
14	0.2500	0.7595	0.7500	0.4286	0.1870	1	0	4	0.0620 – 0.7952
21	0.0000	0.7595	1.0000	0.4286	0.1870	0	1	3	
24	0.0000	0.7595	1.0000	0.4286	0.1870	0	1	2	
29	0.0000	0.7595	1.0000	0.4286	0.1870	0	1	1	

Çizelge 4.17’deki izleneceği gibi, bu gruptaki 8 bireyden 4’ü yumurtlamış, diğerleri ise tamamlanmamış gözlem olarak değerlendirilmiştir. Yumurtlama olaylarının belirlenmesinden sonra, bu gruba ait $\hat{S}_{KM}(t)_{YB_{2.4}}$ yaşam eğrisi tahminleri bulunmuştur.

2.4 cm boyundaki yüksükler içerisinde ergin hale gelen ana arılardan elde edilmiş olan yumurtlama zamanı verilerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri ise Şekil 4.13’te verilmiştir.



Şekil 4.13 2.4cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların yumurtlama zamanlarına ait birikimli yaşam olasılığı ve risk fonksiyonu grafikleri

Şekil 4.13'deki grafikler incelendiğinde bu grupta yer alan ana arılara ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk olasılığı değerlerinin, ilk yumurtlama olayının meydana geldiği 11. güne kadar sabit kaldığı görülmektedir. 11. günde meydana gelen yumurtlama olayının ardından birikimli yaşam olasılığı değerlerinde bir düşüş gözlenirken, birikimli risk fonksiyonu değerlerinde ise bir artış olduğu göze çarpmaktadır.

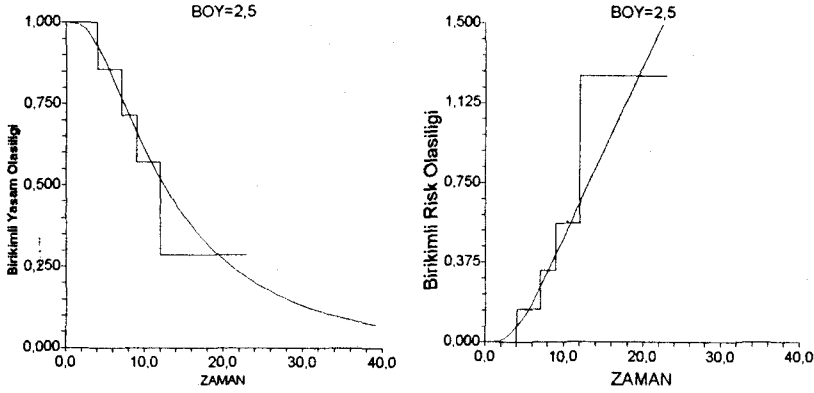
Diğer bir yüksük boyu faktörü olan 2.5 cm boyundaki yüksüklerde gelişen ana arılara ait yumurtlamaya başlangıç zamanı verileri için uygulanan Kaplan-Meier yaşam analizi sonuçları Çizelge 4.18'de verilmiştir.

Çizelge 4.18. 2.5 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularından elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ için % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	7	
4	0.1429	0.1429	0.8571	0.8571	0.1323	1	0	7	0.5979 – 1.0000
7	0.1666	0.3095	0.8333	0.7143	0.1707	1	0	6	0.3796 – 1.0000
9	0.2000	0.5095	0.8000	0.5714	0.1870	1	0	5	0.2048 – 0.9380
12	0.5000	1.0095	0.5000	0.2857	0.1707	2	0	4	0.0000 – 0.6204
23	0.0000	1.0095	1.0000	0.2857	0.1707	0	2	2	

Çizelge 4.18'den izleneceği gibi bu gruptaki 7 ana arıdan 5 tanesinde yumurtlama olayı gözlenirken, 2 tanesi tamamlanmamış gözlem olarak değerlendirilmiştir. Yumurtlama zamanlarının elde edilmesinden sonra bu gruba ait $\hat{S}_{KM}(t)_{YB_{2,5}}$ yaşam eğrisi tahminleri bulunmuştur.

Sürdürülen istatistiksel analizlerden sonra, 2.5 cm boyundaki yüksükler içerisinde ergin hale gelen ana arılardan elde edilmiş olan yumurtlama zamanı verilerine ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri Şekil 4.14'de verilmiştir.



Şekil 4.14. 2.5cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların yumurtlama zamanlarına ait birikimli yaşam olasılığı ve risk fonksiyonu grafikleri

Grafiklerden de izleneceği gibi meydana gelen ilk yumurtlama olayı zamanına kadar birikimli yaşam olasılığı 1, birikimli risk olasılığı ise 0 olarak belirtilmiştir. İlk yumurtlama olayından sonra, risk altında bulunan birey sayısına bağlı olarak, birikimli yaşam olasılığı değerinde düşüş, birikimli risk olasılığı değerinde ise artış gözlenmektedir.

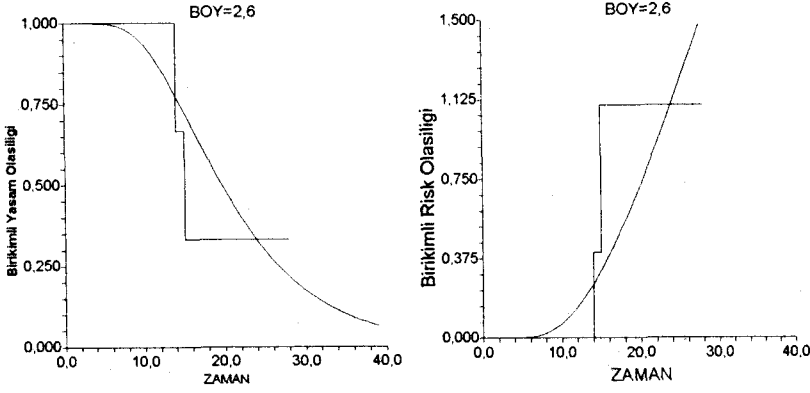
Yapılan çalışmada ölçülen son yüksük grubu 2.6 cm boyundaki yüksüklerdir. Bu grup içerisinde yer alan yüksüklerde ergin hale gelen ana arılardan elde edilen yumurtlama başlangıç zamanı verilerine uygulanan Kaplan-Meier yaşam analizi sonuçları Çizelge 4.19'da verildiği gibidir.

Çizelge 4.19. 2.6 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların bulunduğu çiftleştirme kutularından elde edilen verilere ait yaşam analizi tablosu.

Gün	Risk Olasılığı	Birikimli Risk Olasılığı	Yaşam Olasılığı	Birikimli Yaşam Olasılığı	Standart Hata	YAS	TGS	KGS	$S_{KM}(t)$ İçin % 95 Güven Sınırları
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	0	4	
1	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0	1	4	
14	0.3333	0.3333	0.6667	0.6667	0.2722	1	0	3	0.1332 - 1.0000
15	0.5000	0.8333	0.5000	0.3333	0.2722	1	0	2	0.0000 - 0.8668
28	0.0000	0.8333	1.0000	0.3333	0.2722	0	1	1	

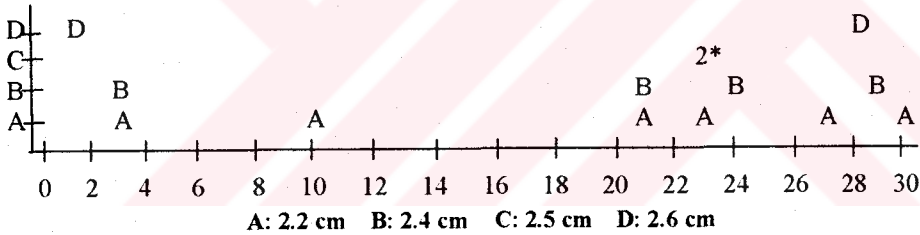
Çizelge 4.19'dan izleneceği gibi, bu grup içerisinde sadece 4 ana arı yer almıştır. Bunlardan iki tanesinde yumurtlama olayı gözlenirken, diğerleri tamamlanmamış gözlem olarak değerlendirilmiştir. Bu grupta ilk yumurtlama olayı 14. günde meydana gelmiştir. Yumurtlama zamanlarının belirlenmesinden sonra, bu gruba ait $\hat{S}_{KM}(t)_{YB_{2,6}}$ yaşam eğrisi için tahmin değerleri elde edilmiştir. Yapılan analizler neticesinde elde edilen yumurtlamaya başlangıç zamanlarına ait birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk fonksiyonu grafikleri Şekil 4.15'te verilmiştir. Şekildeki

grafiklerden de görüleceği gibi 14. güne kadar birikimli yaşam olasılığı 1. birikimli risk olasılığı ise 0 olarak belirtilmiştir. 15. günde meydana gelen son yumurtlama olayından sonra çalışmanın tamamlandığı 30. güne kadar birikimli yaşam olasılığı ve birikimli risk olasılığı 15. gündeki değerlerde sabit kalmıştır.



Şekil 4.15. 2.6 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelen ana arıların yumurtlama zamanlarına ait birikimli yaşam olasılığı ve risk fonksiyonu grafikleri

30 günlük çalışma sonucunda ana arıların yumurtlama zamanları için elde edilen tamamlanmamış verilerin yüksük boyu faktörüne ait gruplara ve gözlemlerin yapıldığı zamana göre dağılımı Şekil 4.16'da verilmiştir.



Şekil 4.16. Yüksük boyu faktörü içerisinde yer alan tamamlanmamış gözlemlerin gruplara ve günlere göre dağılımları

Şekil 4.16 incelendiğinde, en fazla tamamlanmamış gözlemin 2.2 cm'lik yüksük boyu grubunda meydana geldiği görülmektedir. Şekilde yer alan 2* ifadesi, 23. günde 2.5 cm yüksük boyu grubunda iki adet tamamlanmamış gözlemin ortaya çıktığını belirtmektedir.

Yapılan çalışma sonucunda, yüksük boyu faktörünün ana arıların yumurtlamaya başlangıç zamanları üzerine olan etkilerini belirleyebilmek amacıyla yapılan Log-Rank testine ait sonuçlar Çizelge 4.20'de verilmiştir.

Çizelge 4.20. Yüksük boyu faktörüne ait log-rank test istatistiği sonuçları.

		χ^2 değeri	S.D.	P değeri
Yüksük Boyu ¹		3.209	3	0.3606
Yüksük Boyu ²	YB _{2,2} – YB _{2,4}	0.31	1	0.5755
	YB _{2,2} – YB _{2,5}	2.62	1	0.1056
	YB _{2,2} – YB _{2,6}	0.22	1	0.6367
	YB _{2,4} – YB _{2,5}	1.06	1	0.3039
	YB _{2,4} – YB _{2,6}	0.05	1	0.8169
	YB _{2,5} – YB _{2,6}	0.60	1	0.4402

¹ Yüksük boyu grupları arasındaki farklılık

² Yüksük boyu grupları arasındaki ikiserli karşılaştırma

Çizelge 4.20’de belirtilen log-rank test istatistiği sonuçlarına göre, test sonuçları 0.05 önem seviyesine göre önemsiz görünmekle birlikte, 2.2 – 2.5 cm yüksük boyu grupları arasındaki p değeri diğerlerine göre oldukça düşük bulunmuştur (0.1056). Ancak genel olarak, Kaplan-Meier yaşam analizi hipotezine göre, yüksük boyu gruplarına ait risk oranları arasında fark olmadığını ifade etmek mümkündür ($p > 0.05$).

4.2. Model Uyumu

Ana arıların bulunduğu çiftleştirme kovanlarındaki işçi arı ağırlıklarının, ana arıların yumurtlamaya başlama zamanlarına olan etkilerini belirleyebilmek için kullanılan tek faktörlü Cox orantılı risk regresyon modeline ait sonuçlar Çizelge 4.21’de verilmiştir.

Çizelge 4.21. Ağırlık faktörüne ait model uyum değerleri.

Değişken Adı	Model	-Log Olabilirlik	χ^2	S.D.	P değeri
Ağırlık	Fark	0.86497	1.7299	1	0.1884
	Tam model	38.54604			
	İndirgenmiş model	39.41101			

Çizelge 4.21’de model sütununda belirtilen tam model ifadesi çiftleştirme kutularındaki işçi arılara ait ağırlığın modelde bulunduğunu ifade eder. Buna göre, kurulan modelin –log olabilirlik değeri 38.54604 olarak elde edilmiştir. Ağırlık faktörünün modele alınmadan elde edildiği indirgenmiş modele ait –logL değeri ise 39.41101 olarak elde edilmiştir. Tam model ile indirgenmiş model arasındaki fark, işçi arı ağırlığı faktörünün modele ilave edilmesiyle modelde meydana gelen iyileşmeyi göstermektedir. İndirgenmiş model ile, ağırlık faktörünün modele alınması sonucu elde edilen tam model arasındaki farka ait –logL değeri ise 0.86497 olarak elde edilmiştir.

Çiftleştirme kovanlarında bulunan işçi arı ağırlıklarının yumurtlama zamanlarına olan etkilerini belirleyebilmek amacıyla yapılan testlerden elde edilmiş olan Cox orantılı risk tahminine ait sonuçlar Çizelge 4.22’de verilmiştir.

Çizelge 4.22. Ağırlık faktörüne ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.

Regresyon Katsayısı (β)	Standart Hata	Risk Oranı (e^{β})	Ortalama	χ^2 Değeri (Wald)	Olasılık Seviyesi
0.018575	0.013967	1.0187	32.5	1.76862	0.1836

Çizelge 4.22'de belirtilen pozitif parametre tahmin değeri, 1'den büyük olan bir risk oranını ifade etmektedir. Risk oranının birden büyük bir değere sahip olması ise, ağırlık etmeni için artış gösteren bir riskin olduğunu ifade etmektedir.

Değişkenin etkisini inceleyen ki-kare değeri 1.76862 olarak elde edilirken, bu değere ait olasılık seviyesi 0.1836 olarak hesaplanmıştır.

Modelde yer alan ağırlık değişkenine ait logaritmik olabilirlik değerlerinin karşılaştırılması amacıyla olabilirlik oran testine ait sonuçlar Çizelge 4.23'de verilmiştir.

Çizelge 4.23. Ağırlık faktörüne ait olabilirlik oran testi

Parametre Sayısı	Serbestlik Derecesi	L-R χ^2 değeri	P değeri
1	1	1.7299	0.1884

L-R = Olabilirlik oranı (likelihood ratio)

Çizelge 4.23'de belirtilen olabilirlik oranına ait ki-kare değerine göre, ağırlık faktörünün bulunduğu tam modelden bu faktörün uzaklaştırılması ile elde edilen indirgenmiş model arasındaki farkın önemsiz olduğu ve bundan da çiftleştirme kutularındaki işçi arı ağırlığının yumurtlamaya başlangıç zamanı üzerine bir etkisinin olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır ($P>0.05$).

Çalışmada kullanılan larva yaşlarının yumurtlamaya başlangıç zamanlarına olan etkilerini belirleyebilmek için oluşturulan tek faktörlü Cox orantılı risk regresyon modeli ile ilgili elde edilen sonuçlar Çizelge 4.24'de verilmiştir.

Çizelge 4.24. Larva yaşı faktörüne ait model uyum değerleri.

Değişken Adı	Model	-Log Likelihood	χ^2	S.D	P değeri
Larva Yaşı	Fark	0.65504	1.3101	1	0.2524
	Tam model	38.75596			
	İndirgenmiş model	39.41101			

Çizelge 4.24'de model sütununda belirtilen tam model ifadesi, ana arı üretiminde kullanılan larva yaşlarının modelde bulunduğunu ifade eder. Buna göre kurulan modelin -log olabilirlik değeri 38.75596 olarak elde edilmiştir. Larva yaşı faktörü modele alınmadan elde edilen indirgenmiş modele ait -logL değeri 39.41101 olarak elde edilmiştir. Tam model ile indirgenmiş model arasındaki fark, larva yaşı faktörünün modele ilave edilmesiyle modelde meydana gelen iyileşmeyi göstermektedir.

Larva yaşlarının yumurtlama zamanlarına olan etkilerini belirleyebilmek amacıyla yapılan testlerden elde edilmiş olan Cox orantılı risk tahminine ait sonuçlar Çizelge 4.25'de verilmiştir.

Çizelge 4.25. Larva yaşı faktörüne ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.

Regresyon Katsayısı (β)	Standart Hata	Risk Oranı (e^{β})	Ortalama	χ^2 Değeri (Wald)	Olasılık Seviyesi
0.36583706	0.3212909	1.44172	1.9286	1.29652	0.2549

Çizelge 4.25'de belirtilen risk oranının birden büyük bir değere sahip olması larva yaşı için artış gösteren bir riski göstermektedir.

Larva yaşı değişkeninin etkisini inceleyen ki-kare değeri 1.29652 olarak elde edilirken, bu değere ait olasılık değeri 0.2549 olarak hesaplanmıştır.

Modelde yer alan larva yaşı değişkenine ait logaritmik olabilirlik değerlerinin karşılaştırılması amacıyla elde edilen olabilirlik oran testine ait sonuçlar Çizelge 4.26'da verilmiştir.

Çizelge 4.26. Larva yaşı faktörüne ait olabilirlik oran testi

Parametre Sayısı	Serbestlik Derecesi	L-R χ^2 değeri	P değeri
1	1	1.31008548	0.2524

Çizelge 4.26'da belirtilen olabilirlik oranına ait ki-kare değerine göre, larva yaşı faktörünün bulunduğu tam modelden bu faktörün uzaklaştırılması ile elde edilen indirgenmiş model arasındaki farkın önemsiz olduğu ve bundan da, ana arı üretiminde kullanılan larva yaşlarının, yumurtlamaya başlangıç zamanı üzerine bir etkisinin olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır ($P>0.05$).

Yüksük boyu faktörünün, ana arıların yumurtlamaya başlangıç zamanlarına ait etkilerini belirleyebilmek için oluşturulan tek faktörlü Cox orantılı risk regresyon modeli ile ilgili elde edilen sonuçlar Çizelge 4.27'de verilmiştir.

Çizelge 4.27. Yüksük boyu faktörüne ait model uyum değerleri.

Değişken Adı	Model	-Log Likelihood	χ^2	S.D	P değeri
Yüksük Boyu	Fark	0.49921	0.9984	1	0.3177
	Tam model	38.91180			
	İndirgenmiş model	39.41101			

Çizelge 4.27'de belirtilmiş olan tam model ifadesi, yüksük boyu faktörünün modelde bulunduğunu belirtmektedir. Buna göre kurulan modelin -log olabilirlik değeri 38.91180 olarak elde edilirken, yüksük boyu faktörü modele alınmadan elde edilen indirgenmiş modele ait -logL değeri ise 39.41101 olarak bulunmuştur. Tam model ile indirgenmiş model arasındaki fark, yüksük boyu faktörünün modele ilave edilmesiyle modelde meydana gelen iyileşmeyi göstermektedir.

Yüksük boyu verilerinin yumurtlama başlangıç zamanlarına olan etkilerini belirleyebilmek amacıyla yapılan testlerden elde edilmiş olan Cox orantılı risk tahminine ait sonuçlar Çizelge 4.28'de verilmiştir.

Çizelge 4.28. Yüksük boyu faktörüne ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.

Regresyon Katsayısı (β)	Standart Hata	Risk Oranı (e^b)	Ortalama	χ^2 Değeri (Wald)	Olasılık Seviyesi
1.838174	1.861038	6.285	2.3893	0.97558	0.3233

Çizelge 4.28'de belirtilen risk oranının birden büyük bir değere sahip olması yüksük boyu faktörünün artan bir risk fonksiyonuna sahip olduğunu belirtmektedir.

Yüksük boyu değişkeninin etkisini inceleyen ki-kare değeri 0.97558 olarak elde edilirken, bu değere ait olasılık değeri 0.3233 olarak hesaplanmıştır.

Modelde yer alan yüksük boyu değişkenine ait logaritmik olabilirlik değerlerinin karşılaştırılması amacıyla yaklaşık bir Ki-kare dağılışı gösteren olabilirlik oran testine ait sonuç Çizelge 4.29'da verilmiştir.

Çizelge 4.29. Yüksük boyu faktörüne ait olabilirlik oran testi

Parametre Sayısı	Serbestlik Derecesi	L-R χ^2 değeri	P değeri
1	1	0.99842145	0.3177

Çizelge 4.29'da belirtilen olabilirlik oranına ait ki-kare değerine göre, yüksük boyu faktörünün bulunduğu tam modelden bu faktörün uzaklaştırılması ile elde edilen indirgenmiş model arasındaki fark önemsiz olup, ana arıların içerisinde ergin hale geldikleri yüksüklerin boylarının yumurtlamaya başlangıç zamanı üzerine bir etkisinin olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır ($P>0.05$).

Ana arıların yumurtlamaya başlama zamanlarına olan etkisini belirlemek amacıyla tanımlanan diğer bir model ise, çiftleştirme kovanlarındaki işçi arı ağırlığı ile, larvaların yaşlarının birlikte incelendiği iki faktörlü Cox orantılı risk regresyon modelidir. Tanımlanan bu modele ilişkin elde edilen sonuçlar Çizelge 4.30'da verilmiştir.

Çizelge 4.30. Ağırlık ve Larva Yaşı faktörlerine ait model uyum değerleri.

Değişken Adı	Model	-Log Likelihood	χ^2	S.D	P değeri
Ağırlık	Fark	1.57917	3.1583	2	0.2061
Larva Yaşı	Tam model	37.83184			
	İndirgenmiş model	39.41101			

Çizelge 4.30'daki model sütununda belirtilmiş olan tam model ifadesi, ağırlık ve larva yaşı faktörlerinin modelde bulunduğunu belirtmektedir. Tam model ile indirgenmiş model arasındaki fark, ağırlık ve larva yaşı faktörlerinin modele ilave edilmesiyle modelde meydana gelen iyileşmeyi göstermektedir. Burada kurulan modelin -log olabilirlik değeri 37.83184 olarak elde edilmiştir.

Modelde yer alan ağırlık ve larva yaşı faktörlerinin olabilirlik oranına olan etkileri ve -2LogL değerleri ise Çizelge 4.31'de verilmiştir.

Çizelge 4.31. Ağırlık ve larva yaşı faktörlerine ait olabilirlik oran testi.

Değişken	Parametre Sayısı	S.D.	-2LogL Değerleri	L-R χ^2 değeri	P değeri
Ağırlık	1	1	77.5119	1.8482497	0.1740
Larva Yaşı	1	1	77.0921	1.42839077	0.2320

Çizelge 4.31’de belirtilen olabilirlik oranına ait ki-kare değerlerine göre, ağırlık ve larva yaşı faktörlerinin bulunduğu tam modelden bu faktörlerin uzaklaştırılması ile elde edilen indirgenmiş model arasındaki farkın önemsiz olduğu bulunmuştur. Dolayısıyla, modele birlikte alınan ağırlık ve larva yaşı faktörlerinin yumurtlamaya başlangıç zamanı üzerine etkilerinin olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır ($P>0.05$).

Modeldeki ağırlık ve larva yaşı faktörlerinin yumurtlama zamanlarına olan etkilerini belirleyebilmek amacıyla yapılan testlerden elde edilmiş olan Cox orantılı risk tahminine ait sonuçlar Çizelge 4.32’de verilmiştir.

Çizelge 4.32. Ağırlık ve larva yaşı faktörlerine ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.

Değişken	Regresyon Katsayısı (β)	Standart Hata	Risk Oranı (e^{β})	χ^2 Değeri	Olasılık Seviyesi
Ağırlık	0.018775	0.013635	1.0190	1.89596	0.1685
Larva Yaşı	0.370990	0.311977	1.4492	1.41409	0.2344

Çizelge 4.32’de belirtilen ağırlık ve larva yaşı faktörlerine ait risk oranlarının birden büyük olması ağırlık ve larva yaşı faktörleri için artan bir risk fonksiyonunu göstermektedir.

İki faktör içeren bu modelde, ağırlık değişkeninin etkisini inceleyen ki-kare değeri 1.89596 olarak elde edilirken, bu değere ait olasılık değeri 0.1685 olarak hesaplanmıştır. Larva yaşının etkisini inceleyen ki-kare değeri ise, 1.41409 olarak hesaplanırken, bu değere ait olasılık 0.2344 olarak elde edilmiştir.

Ana arıların yumurtlamaya başlama zamanlarına olan etkisini belirlemek amacıyla tanımlanan 5.model çiftleştirme kovanlarındaki işçi arı ağırlığı ile yüksek boylarının birlikte incelendiği iki faktörlü Cox orantılı risk regresyon modelidir. Tanımlanan bu modele ilişkin elde edilen sonuçlar Çizelge 4.33’de verilmiştir.

Çizelge 4.33. Ağırlık ve yüksek boyu faktörlerine ait model uyum değerleri.

Değişken Adı	Model	-Log Likelihood	χ^2	S.D	P değeri
Ağırlık	Fark	1.88277	3.7655	2	0.1522
Yüksek Boyu	Tam model	37.52824			
	İndirgenmiş model	39.41101			

Çizelge 4.33’de izleneceği gibi, tam model ile indirgenmiş model arasındaki fark, ağırlık ve yüksek boyu faktörlerinin modele ilave edilmesiyle modelde meydana

gelen iyileşmeyi göstermektedir. Modele ait $-\log$ olabilirlik değeri 37.52824 olarak bulunmuştur.

Modelde yer alan ağırlık ve yüksük boyu faktörlerinin olabilirlik oranına olan etkileri ve -2LogL değerleri ise Çizelge 4.34'de verilmiştir.

Çizelge 4.34. Ağırlık ve yüksük boyu faktörlerine ait olabilirlik oran testi

Değişken	Parametre Sayısı	S.D.	-2LogL Değerleri	L-R χ^2 değeri	P değeri
Ağırlık	1	1	77.8236	2.76711015	0.0962
Yüksük Boyu	1	1	77.0921	2.03558718	0.1537

Çizelge 4.34'de belirtilen olabilirlik oranlarına ait ki-kare değerlerine göre, tam model ile indirgenmiş model arasındaki fark önemsiz bulunmuştur. Dolayısıyla, ağırlık ve yüksük boyu faktörlerinin modele birlikte alınmasıyla da yumurtlamaya başlangıç zamanı üzerine etkilerinin olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır ($P>0.05$).

Modeldeki ağırlık ve yüksük boyu faktörlerinin yumurtlamaya başlangıç zamanlarına olan etkilerini belirleyebilmek amacıyla yapılan testlerden elde edilmiş olan Cox orantılı risk tahminine ait sonuçlar ise, Çizelge 4.35'de verilmiştir.

Çizelge 4.35. Ağırlık ve yüksük boyu faktörlerine ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.

Değişken	Regresyon Katsayısı (β)	Standart Hata	Risk Oranı (e^{β})	χ^2 Değeri	Olasılık Seviyesi
Ağırlık	0.024562	0.014632	1.0249	2.818	0.0932
Yüksük Boyu	2.817467	2.023820	16.7344	1.93809	0.1639

Çizelge 4.35'de belirtilen risk oranlarının birden büyük bir değere sahip olması ağırlık ve yüksük boyu faktörleri için artan riski belirtmektedir.

Modeldeki ağırlık değişkeninin etkisini inceleyen ki-kare değeri 2.818 olarak elde edilirken, bu değere ait olasılık değeri 0.0932 olarak hesaplanmıştır. Yüksük boyu etkisini inceleyen ki-kare değeri ise, 1.93809 olarak hesaplanırken, bu değere ait olasılık seviyesi 0.1639 olarak elde edilmiştir.

Larva yaşı ile yüksük boylarının birlikte incelendiği iki faktörlü Cox orantılı risk regresyon modeline ilişkin elde edilen sonuçlar Çizelge 4.36'da verilmiştir.

Çizelge 4.36. Larva yaşı ve Yüksük boyu faktörlerine ait model uyum değerleri.

Değişken Adı	Model	$-\text{Log Likelihood}$	χ^2	S.D.	P değeri
Larva Yaşı	Fark	1.23074	2.4615	2	0.2921
Yüksük Boyu	Tam model	38.18027			
	İndirgenmiş model	39.41101			

Çizelge 4.36'da model sütununda belirtilmiş olan tam model ifadesi larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerinin modelde bulunduğunu belirtmektedir. Buna göre, kurulan modelin $-\log$ olabilirlik değeri 38.18027 olarak bulunmuştur. Tam model ile indirgenmiş model arasındaki fark, larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerinin modele ilave edilmesiyle modelde meydana gelen iyileşmeyi göstermektedir.

Modelde yer alan larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerinin olabilirlik oranına olan etkileri ve $-2\log L$ değerleri Çizelge 4.37'de verilmiştir.

Çizelge 4.37. Larva Yaşı ve Yüksük boyu faktörlerine ait olabilirlik oran testi

Değişken	Parametre Sayısı	S.D.	-2LogL Değerleri	L-R χ^2 değeri	P değeri
Larva Yaşı	1	1	77.8236	1.46305135	0.2264
Yüksük Boyu	1	1	77.5119	1.15138732	0.2833

Çizelge 4.37'de belirtilen olabilirlik oranlarına ait ki-kare değerlerine göre, tam model ile indirgenmiş model arasındaki fark önemsiz bulunmuştur. Dolayısıyla, larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerinin modele birlikte alınmasıyla da yumurtlamaya başlangıç zamanı üzerine etkilerinin olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır ($P>0.05$).

Modeldeki larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerinin yumurtlama zamanlarına olan etkilerini belirleyebilmek amacıyla elde edilen Cox orantılı risk tahminine ait sonuçlar Çizelge 4.38'de verilmiştir.

Çizelge 4.38. Larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerine ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.

Değişken	Regresyon Katsayısı (β)	Standart Hata	Risk Oranı (e^β)	χ^2 Değeri	Olasılık Seviyesi
Larva Yaşı	0.398013	0.331294	1.4889	1.44333	0.2296
Yüksük Boyu	1.891722	1.776411	6.6308	1.13404	0.2869

Çizelge 4.38'de belirtilen larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerine ait parametre tahmin değerleri, 1'den büyük olan risk oranlarını ifade etmektedir. Risk oranlarının birden büyük değerlere sahip olmaları ise, larva yaşı ve yüksük boyu faktörleri için riskin artışı göstermektedir.

Modelde, larva yaşı değişkeninin etkisini inceleyen ki-kare değeri 1.44333 olarak elde edilirken, bu değere ait olasılık değeri 0.2296 olarak hesaplanmıştır. Yüksük boyunun etkisini inceleyen ki-kare değeri 1.13404 olarak hesaplanırken, bu değere ait olasılık değeri ise 0.2869 olarak elde edilmiştir.

İşçi arı ağırlığı, larva yaşı ve yüksük boylarının birlikte incelendiği üç faktörlü Cox orantılı risk regresyon modeline ilişkin elde edilen sonuçlar Çizelge 4.39'da verilmiştir.

Çizelge 4.39. Ağırlık, larva yaşı ve yüksek boyu faktörlerine ait model uyum değerleri.

Değişken Adı	Model	-Log Likelihood	χ^2	S.D	P değeri
Ağırlık	Fark	2.76578	5.5316	3	0.1368
Larva Yaşı	Tam model	36.64522			
Yüksek Boyu	İndirgenmiş model	39.41101			

Çizelge 4.39'da görüldüğü gibi, model sütununda belirtilmiş olan tam model ifadesi, ağırlık, larva yaşı ve yüksek boyu faktörlerinin modelde bulunduğunu belirtmektedir. Buna göre, kurulan modelin -log olabilirlik değeri 36.64522 olarak elde edilmiştir.

Çizelge 4.40'da belirtilen olabilirlik oranlarına ait ki-kare değerine göre ağırlık, larva yaşı ve yüksek boyu faktörlerinin bulunduğu tam modelden bu faktörlerin uzaklaştırılması ile elde edilen indirgenmiş model arasındaki fark önemsiz olup ağırlık, larva yaşı ve yüksek boyu faktörlerinin modele birlikte alınmasıyla da bunların yumurtlamaya başlangıç zamanı üzerine etkilerinin olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır ($P>0.05$).

Çizelge 4.40. Ağırlık, larva yaşı ve yüksek boyu faktörlerine ait olabilirlik oran testi

Değişken	Parametre Sayısı	S.D.	-2LogL Değerleri	L-R χ^2 değeri	P değeri
Ağırlık	1	1	76.0635	3.07009196	0.0797
Larva Yaşı	1	1	75.0565	1.76603317	0.1234
Yüksek Boyu	1	1	75.6637	2.37322958	0.1839

Modeldeki ağırlık, larva yaşı ve yüksek boyu faktörlerinin yumurtlama zamanlarına olan etkilerini belirleyebilmek amacıyla yapılan testlerden elde edilmiş olan Cox orantılı risk tahminine ait sonuçlar Çizelge 4.41'de verilmiştir.

Çizelge 4.41. Ağırlık, larva yaşı ve yüksek boyu faktörlerine ait Cox orantılı risk tahmini sonuçları.

Değişken	Regresyon Katsayısı (β)	Standart Hata	Risk Oranı (e^{β})	χ^2 Değeri (Wald)	Olasılık Seviyesi
Ağırlık	0.025777	0.014636	1.0261	3.10173	0.0782
Larva Yaşı	0.421191	0.318250	1.5238	1.75154	0.1857
Yüksek Boyu	2.863296	1.878714	17.5192	2.32280	0.1275

Çizelge 4.41'de belirtilen ağırlık, larva yaşı ve yüksek boyu faktörlerine ait parametre tahmin değerleri, 1'den büyük olan risk oranlarını ifade etmektedir. Risk oranlarının birden büyük değerlere sahip olması ise ağırlık, larva yaşı ve yüksek boyu faktörleri için artan risk fonksiyonunu belirtmektedir.

Ağırlık değişkeninin etkisini inceleyen Ki-kare değeri 3.10173 olarak elde edilirken, bu değere ait olasılık değeri 0.0782 olarak hesaplanmıştır. Larva yaşının etkisini inceleyen ki-kare değeri 1.75154 olarak hesaplanırken, bu değere ait olasılık değeri ise 0.1857 olarak elde edilmiştir. Üçüncü faktör olan yüksük boyunun etkisini inceleyen ki-kare değeri 2.32280 olarak elde edilirken bu değere ait olasılık değeri 0.1275 olarak hesaplanmıştır.

Vukasinovic ve ark. (1997), Gröhn ve ark. (1998), Cox orantılı risk regresyon modeline yeni terimler ilave edildiğinde $-2\log L$ değerlerindeki farklılara bakılarak, model uyumunun kontrol edilebileceği önerisine göre, çalışmada kullanılan ağırlık, larva yaşı ve yüksük boyu faktörlerine ait $-2\log L$ değerleri Çizelge 4.42'de verilmiştir.

Çizelge 4.42. Modellere ait $-2\log$ aritmetik olabilirlik değerleri.

Modelde Yer Alan Faktörler	S.D.	$-2\log L$	Değişim	p değeri
Başlangıç Modeli		78.822		
AA	1	77.092	1.73	0.1884
LY	1	77.512	1.31	0.2524
YB	1	77.824	0.998	0.3177
AA+LY	2	75.664	3.158	0.0761
AA+YB	2	75.056	3.766	0.1522
LY+YB	2	76.361	2.461	0.2921
AA+LY+YB	3	73.290	5.532	0.1368

Çizelge 4.42'de belirtilen $-2\log L$ değerlerine göre, faktörlerin tek tek veya birlikte modele alınması durumunda ana arıların yumurtlama başlangıç sürelerine etki etmedikleri sonucu elde edilmiştir. Yapılan analizler sonucunda, elde edilen ki-kare değerlerine göre tüm modellerde en küçük $-2\log L$ ve en büyük değişim değerine AA+LY+YB modelinin sahip olduğu sonucu ortaya çıkmış olup, ağırlık faktörünün bulunduğu modellerde p değerlerinin düşük olduğu gözlenmiştir.

Model uyumu için belirtilen istatistiklerin dışında SAS 6.12 istatistik paket programı ile yapılan analizler neticesinde Ducrocq (1997) tarafından da belirtilmiş olan Wald, Score ve $-2\log L$ değerlerinin birbirine oldukça yakın sonuçlar verdiği görülmüştür. Elde edilmiş olan bu değerlerden Wald ve Score ki-kare değerleri Çizelge 4.43'da verildiği gibidir.

Çizelge 4.43. Modellere ait Wald χ^2 ve Score χ^2 değerleri

Modelde Yer Alan Faktörler	S.D.	Wald χ^2		Score χ^2	
		χ^2	p değeri	χ^2	p değeri
AA	1	1.769	0.1836	1.823	0.1769
LY	1	1.297	0.2549	1.331	0.2486
YB	1	0.976	0.3233	0.991	0.3196
AA+LY	2	3.350	0.1873	3.465	0.1769
AA+YB	2	3.653	0.1610	3.803	0.1493
LY+YB	2	2.434	0.2962	2.501	0.2863
AA+LY+YB	3	5.637	0.1307	5.848	0.1193

5. TARTIŞMA VE SONUÇ

Hayvancılıkta özellikle verimli yaşam uzunluğunun belirlenmesinde yaygın olarak kullanılan yaşam analizi yöntemleri, ana arılar için önemli evrelerden biri olarak değerlendirilebilecek yumurtlamaya başlangıç zamanlarının belirlenmesinde arzu edilen bilgileri vermiştir.

Yapılan çalışmada ana arılara ait yumurtlama zamanlarının çoğunluğunun (% 64.29) 10-20. günler arasında olduğu anlaşılmıştır. Çalışmanın yapıldığı dönem ve iklim koşullarına bağlı olarak ortalama izleme süresi ise 17 gün olarak elde edilmiştir. Nitekim Kaftanoğlu ve Kumova (1992), ana arıların yumurtlamaya başlamasına çiftleşme uçuşu ve buna bağlı olarak ana arıdaki hormonal ve fizyolojik değişimler, iklim koşulları, kovana nektar ve polen taşınması gibi faktörlerin etki ettiğini bildirmişlerdir.

Risk olasılık değerleri, yumurtlama sırasında (günlerinde) risk altında bulunan birey ve aynı gün içerisinde yumurtlayan ana arı sayısına bağlı olarak önce yükselmiş, daha sonra düşüş göstermiştir. Bunun nedeni, çalışma süresince değişen iklim koşulları, erkek arı sayısındaki azalma ve ana arıların yeterince beslenememeleridir. Buna bağlı olarak verilerin lognormal dağılış gösterdiği anlaşılmıştır. Şenocak (1992), lognormal dağılışta risk değerlerinin belli bir maksimuma kadar artıp daha sonra azalarak sifıra kadar inebileceğini belirtmiştir. Çizelge 4.3'deki ortaya çıkan logaritmik olabirlik değerleri bu yorumu destekler niteliktedir.

Ağırlık faktörü içerisinde yer alan gruplara ait yumurtlamaya başlangıç süreleri incelendiğinde 40-60 gram işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arıların daha erken dönemlerde yumurtlamaya başladıkları (ortalama izleme süreleri sırasıyla, 9 gün ve 12 gün) ortaya çıkmıştır. Elde edilen bilgilere göre 40-60 gram ağırlık gruplarının kullanılan mini ruşet çiftleştirme kutuları için uygun olabileceği anlaşılmıştır. Nitekim, Şekerden (1994), küçük çiftleştirme kolonilerinin büyük olanlara oranla daha iyi sonuç verdiğini, büyük kolonilerde işçi arıların ana arı gözlerini tahrip etme ihtimallerinin daha fazla olduğunu bildirmiştir. Ayrıca, arıcılığın ileri olduğu ülkelerde ana arı yetiştiricilerinin çoğunluğunun "baby nucleus" olarak isimlendirdikleri küçük çiftleştirme kutularını tercih ettiklerini belirtmiştir.

10-20 gram işçi arı bulunan çiftleştirme kutularındaki ana arılara ait ortalama izleme süreleri diğer gruplara göre daha fazla bulunmuştur. Bunun nedeni, bu gruplarda yer alan az sayıdaki işçi arıların ana arıyı yeterince besleyememeleri, dolayısıyla yumurtlamaya sevk edememeleridir. Şekerden (1994), ana arının yumurtlama düzeyinin işçi arı sayısıyla ilgili olduğunu, yeterli beslenme ve uygun koşulları bulamayan ana arının çiftleşme uçuşuna normalden geç çıkabileceğini, bu sürenin fazla uzaması halinde ana arının çiftleşme isteğini kaybedebileceğini bildirmiştir.

İşçi arı ağırlıklarına ait tamamlanmamış veriler çalışmanın 1-10. ve 21-30. günleri arasında yer almıştır. Özellikle 20 gram işçi arının bulunduğu kovanlardaki ana arıların büyük bir bölümünün yumurtladığı sonucu elde edilmiştir. Bu gruba ait

ortalama izleme süresinin yükselmesine 25. günde yumurtlayan ana arı neden olmuştur.

Çalışmada kullanılan bütün larvaların ergin hale gelerek yüksüklerinden çıkması, yaş olarak uygun larvaların transfer edildiğini göstermiştir. 1 günlük larvalardan elde edilen ana arıların diğer gruplara göre daha erken dönemlerde (ortalama izleme süresi: 11 gün) yumurtlamaya başladıkları anlaşılmıştır. Nitekim, Gül ve Kaftanoğlu (1990), transfer edilen larvaların yaşı küçüldükçe, yumurtlama öncesi sürelerin kısılacacağını bildirmişlerdir.

Arı sütü uygulamasıyla yapılan larva transferlerinde yüksük boylarının uzunluğu literatürle belirlenmiş değerlere uygun olarak bulunmuştur. Elde edilen yaşam eğrisi tahminlerine göre ana arı yüksük boylarının artmasıyla, yumurtlayan ana arı sayısında bir artış olduğu gözlenmiştir. Bunun nedeni uzun yüksüklerin içerisinde gelişen ana arılar daha fazla miktarda arı sütü ile beslendikleri için canlı ağırlıkları fazla olmakta dolayısıyla yumurtlama performansı bakımından daha kaliteli olmaktadır. Gül ve Kaftanoğlu (1990), yüksük boyunun ana arıların canlı ağırlığı ile ilişkisi olduğu ve ana arı canlı ağırlığının ise, ana arı performansı üzerine etkili olduğunu belirtmişlerdir.

Yüksük boyu etmeni içerisinde yer alan gruplara ait yumurtlamaya başlangıç süreleri incelendiğinde 2.5 cm boyundaki yüksükler içerisinde gelişimini tamamlayarak ergin hale gelmiş olan ana arıların daha erken dönemlerde (ortalama izleme süresi: 10 gün) yumurtlamaya başladıkları sonucu elde edilmiştir. Nitekim, Gül ve Kaftanoğlu (1990), yüksük boyunun artmasıyla yumurtlama öncesi sürenin kısılacacağını bildirmişlerdir. Zira, 2.2 cm boyundaki yüksükler içerisinde ergin hale gelmiş olan ana arılarda ortalama izleme süresi 21 gün olarak elde edilirken yumurtlayan ana arı sayısının da oldukça az olduğu sonucu ortaya çıkmıştır.

Bütün modeller için elde edilen pozitif değerdeki regresyon katsayıları artış gösteren bir riskin meydana geldiğini göstermiştir. Ana arıların Ağustos ayında ergin hale gelmesinden sonraki 10-25 gün içerisinde yumurtlamaya başlayabilecekleri (Kaftanoğlu ve Kumova, 1992) düşünüldüğünde, elde edilmiş olan risk olasılık değerleri yumurtlamaya başlangıç zamanına, yumurtlamaya başlayan ana arı sayısına ve risk altında bulunan birey sayısına bağlı olarak artan bir değere sahip olmuştur.

Gruplarda yer alan ana arıların yumurtlamaya başlangıç zamanları, yumurtlayan ana arı sayısı ve tamamlanmamış gözlemlerin sayıları dikkate alındığında, sürdürülen parametrik olmayan ve yarı parametrik analizler neticesinde ağırlık, larva yaşı ve yüksük boyu etmenlerinin ana arıların yumurtlama başlangıç süreleri üzerine etki etmedikleri anlaşılmıştır ($p > 0.05$). Ancak sürdürülen yarı parametrik analizlerde özellikle ağırlık faktörüne ait önem seviyelerinde dikkate değer bir düşüşün olduğu gözlenmiştir.

Çalışmada elde edilmiş olan bulgular ışığında ulaşılan bilgiler aşağıdaki şekilde maddeler halinde özetlenebilir:

- i. Arıcılık ve ana arı yetiştiriciliği açısından elde edilen yumurtlamaya başlangıç zamanlarına ilişkin yöreye ait bulgular, rakım, iklimsel özellikler, gece ile gündüz arasındaki ısı farklılıkları, nektar akışının miktarı, flora gibi çevresel özellikler dikkate alındığında, ülkemizdeki arıcılık çalışmalarının

yoğun olarak yürütüldüğü Çukurova bölgesi ile birbirine çok yakın dönemlere rastlamıştır.

- ii. Ana arı yetiştiriciliğinde, ana arıların ergin hale geldikten sonra 15 gün içerisinde yumurtlamaya başlayacakları esas alındığından 60 gr. ve 40 gr. işçi arının bulunduğu çiftleştirme kutularındaki ana arıların, 1 ve 3 günlük larvalardan yetiştirilmiş olan ana arıların ve 2.4 cm - 2.5 cm boyundaki yüksüklerde ergin hale gelmiş olan ana arıların hem yumurtlama oranı bakımından hem de izleme süreleri bakımından uygun sonuçlar verdiği sonucu elde edilmiştir.
- iii. Ana arı yetiştiriciliğinde mümkün olduğu kadar genç larvaların kullanılması gerektiği ortaya çıkmıştır.
- iv. Ana arı üretiminin mevsime bağlı olmaksızın bütün yıl yapılabileceği ancak, Ağustos sonu-Eylül aylarında kolonilerde çok az sayıda erkek arının bulunmasından dolayı bazı arılarda çiftleşmenin gerçekleşmediği anlaşılmıştır.
- v. Çalışmada elde edilmiş olan tamamlanmamış gözlemlerin tümü, bireylerin çalışmanın devam ettiği sürede herhangi bir sebepten dolayı araştırma dışında kaldıkları veya çalışma bittiği halde yaşamlarına devam ettikleri için "right-censored" veri olarak belirlenmişleridir.
- vi. Yumurtlama risk olasılık değerlerinin hesaplanmasında, yumurta bırakmaya başlayan ana arıların yanı sıra, herhangi bir sebepten dolayı çalışma dışında kalan ana arılar da çalışmada buldukları süre içerisinde risk altında bulunan gözlem olarak değerlendirilmiş ve çalışma dışında kalana kadar risk olasılıklarının hesaplanmasında yer almışlardır.
- vii. Bütün faktörler için elde edilmiş olan pozitif değerdeki regresyon katsayıları, risk oranlarındaki artışı belirtmiştir.
- viii. Model uyumu çalışmalarında kullanılan -2LogL , Wald ve Score ki-kare değerleri eşit şartlar altında birbirlerine çok yakın sonuçlar vermişlerdir.
- ix. Çalışmada kullanılan, ağırlık, larva yaşı ve ana arı yüksük boyu faktörleri için yapılan yarı parametrik ve parametrik olmayan test istatistikleri sonucunda elde edilen değerlere göre, bu faktörlerin yumurtlamaya başlangıç zamanlarındaki değişime etki etmedikleri sonucu ortaya çıkmıştır.

KAYNAKLAR

- Alakuş, K., 1998. Sanstürlü Yaşam Sürdürme Zamanı Verileri Altında Yarı-Gaussian Dağılıından Parametre Tahmini. *İstatistik Konferansı Bildirileri*. 373-380.
- Andersen, P.K., Horowitz, M.M., Klein, J.P., Socie, G., Stone, J.V., Zhang, M., 1998. Modeling Covariate Adjusted Mortality Relative to a Standard Population: Does Bone Marrow Transplantation Provide a Cure? *Technical Report #30*. Division of Biostatistics, Medical Collage of Wisconsin.
- Anonim, 2000. Statistical Survival Analysis, Survival Functions. *Biostat 675*.
- Anonim, 2000b. Survival Analysis. *NAG C Library Chapter Introduction*. G12int.1, NP2491/6.
- Başar, E., 1998. Yaşam Sürdürme Analizi ve Doğrusal Regresyon. *İstatistik Konferansı Bildiriler Kitabı*. 337-344.
- Beaudeau, F., Ducrocq, V., Fourichon, C., Seegers, H., 1995. Effect of Disease on Length of Productive Life of French Holstein Dairy Cows Assessed by Survival Analysis. *Journal of Dairy Science*. 78:103-117.
- Bishop, J.G., 2002. Early Primary Succesion on Mount St. Helens: Impact of Insect Herbivores on Colonizing lupines. *Ecology*, 83:191-202.
- Boettcher, P.J., Jairath, L.K., Dekkers, J.C.M., 1999. Comparison of Methods for Genetic Evaluation of Sires for Survival of Their Daughters in the First Three Lactations. *Journal of Dairy Science*. 82:1034-1044.
- Borgan, O., 2001. Cohort Sampling in Epidemiological Studies. *Invited Paper to The 53rd Session of The International Statistical Institute*, Seoul.
- Brownold, E., Flanders S., Kovach, J., 1997. The Effect of *Trichoderma harzianum* on Honey Bee Survival. *Makhteshim-Agan of North America, Inc*.
- Buckley, J., James, I., 1979. Linear Regression with Censored Data. *Bimetrica*, 66, 3, pp. 429-36.
- Bull, K., Spiegelhalter, D.J., 1997. Tutorial in Biostatistics Survival Analysis in Observational Studies. *Statistics in Medicine, Vol. 16, 1041-1074*.
- Cai, T., 2001. Statistical Methods for Survival Data. *Biostat, Stat 576*. University of Washington, Autumn Quarter, 2001.
- Cox, D.R., 1972. Regression Models and Life-Table. *Journal of the Royal Statistical Society B*. 34:187-220.
- Dodoloğlu, A., Genç, F., 1999. Doolittle Yöntemi ve Doğal Yüksükler Kullanılarak Yetiştirilen Ana Arıların (*Apis mellifera*, L.) Bazı Özelliklerinin Karşılaştırılması. *Hayvancılık'96, Ulusal Kongresi*. Cilt:1.
- Doğaroğlu, M., 1978. Ana Arı Yetiştiriciliği. *Çukurova Üniv. Ziraat Fak. Hayvan Yetiştirme Bölümü (Bölüm İçi Seminerleri)*.
- Ducrocq, V., Sölkner, J., 1994. 'The Survival Kit'-a Fortran Package For the Analysis of Survival Data. Proc. *5th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Guelph, XXII:51..
- Ducrocq, V., 1997. Survival Analysis Applied to Animal Breeding and Epidemiology. *Institut National de la Recherche Agronomique*.

- Ducrocq, V., Sölkner, J., 1998. Implementation of a Routine Breeding Value Evaluation for Longevity of Dairy Cows Using Survival Analysis Techniques. *Proc. 6 th World Congr. Genetic Appl. Livest. Prod.* Armidale, NSW, Australia 23:359-363.
- Farrington, C.P., 2000. Residuals for Proportional Hazards Models with Interval-Censored Survival Data. *Biometrics* 56, 473-482.
- Gröhn, Y.T., Eicker, S.W., Ducrocq, V., Hertl, J.A., 1998. Effect of Diseases on the Culling of Holstein Dairy Cows in New York State. *Journal of Dairy Science*, Vol.81, No.4.
- Gül, M.A., Kaftanoğlu, O., 1990. Çukurova Bölgesi Koşullarında Ana Arı (*Apis mellifera* L.) Yetiştiriciliğinde Uygulanan Larva Transfer Yöntemlerinin Yetiştirilen Ana Arıların Kalitelerine Olan Etkileri Üzerine Bir Araştırma. *Ç.Ü. Fen ve Müh. Bil. Dergisi*. 4(2):41-53.
- Harman, J.L., Casella, G., Gröhn, Y.T., 1996. The Application of Event-Time Regression Techniques to The Study of Dairy Cow Interval-to-Conception. *Preventive Veterinary Medicine*, 26, 263-274.
- Hayran, M., Özdemir, O., 1996. Bilgisayar, İstatistik ve Tıp. *Hekimler Yayın Birliği, Medikal Araştırma Grubu*.
- Hinde, A.P.R., 1993. The Cox Regression Model in Surgical Research. *La Tunisie Chirurgicale*. Vol. II, No. 2.
- Hintze, J., 2001. NCSS and PASS. *Number Cruncher Statistical Systems*. Kaysville, Utah.
- Kachman, S.D., 2000. Genetic Evaluation of Survival Traits. *Department of Biometry, University of Nebraska-Lincoln*.
- Kachman, S.D., 1999. Applications in Survival Analysis. *Journal of Animal Science*, Vol.77, Suppl. 2/J, 147-153.
- Kaftanoğlu, O., Kumova, U., Pekel, E., 1988. Çukurova Üniv. Ziraat Fak. Zootekni Bölümünde Yetiştirilen Ana Arıların (*Apis mellifera* L.) Performansları ve Yetiştirilme Yöntemlerinin Koloni Gelişimine Olan Etkileri Üzerine Araştırmalar. *Ç. Ü. Araştırma Fonu 1. Bilim Kongresi*, Adana, 91-100.
- Kaftanoğlu, O., Kumova, U., 1992. Çukurova Bölgesi Koşullarında Ana Arı (*Apis mellifera* L.) Yetiştirme Mevsiminin, Ana Arıların Kalitesine Olan Etkileri Üzerine Bir Araştırma. *TÜBİTAK Doğa*, (16) 569-577.
- Klein, J.P., 1996. Survival Distribution and Their Characteristics. *A Contribution to The Encyclopedia of Bioistatistics, Tech.Reprt #22*.
- Kukar, M., Besic, N., Kononenko, I., Auersperg, M., Robnik-Sikonja, M., 1996. Prognosing the Survival Time the Anaplastic Thyroid Carcinoma with Machine Learning. *In Proc.IDAMP Workshop, ECML'96*.
- Lee, L.A., Ferguson, J.D., Galligan, D.T., 1989. Effect of Disease on Days Open Assessed by Survival Analysis. *Journal of Dairy Science*. Vol. 72, No. 4, 1020-1026.
- Li, Y., Klein, J.P., Moeschberger, M.L., (1994). Effect of Model Misspecification in Estimating Covariate Effects in Survival Analysis for Small Sample Size. *Technical Report No. 511*, Department of Statistics, The Ohio State University, Columbus, OH.

- Malone, L.A., Burgess, E.P.J., Gatehouse, H.S., Voisey, C.R., Tregidga, E.L., Philip, B.A., 2001. Effect of Ingestion of a *Bacillus thuringiensis* Toxin and a Trypsin Inhibitor on Honey Bee Flight Activity and Longevity. *Apidologie* 32, 57-68.
- Neerhof, H.J., Madsen, P., Ducrocq, V.p., Vollema, A.R., Jensen, J., Korsgaard, I.R., 2000. Relationships Between Mastitis and Functional Longevity in Danish Black and White Dairy Cattle Estimated Using Survival Analysis. *Journal of Dairy Science*, Vol.83, No.5, 1064-1071.
- O'Donnell, S., 1998. Genetic Effects on Task Performance, but on Age Polyethism, in a Swarm-founding Eusocial Wasp. *Animal Behaviour*. 55, 417-426.
- Rossing, P., Hougaard, P., Johnsen K., B., Parving, H. H., 1996. Predictors of Mortality in Insulin Depend Diabetes: 10 Year Observational Follof-up Study. *BMJ*. 313:779-784.
- SAS, 1998. *SAS/STAT Software:Hangen and Enhanced. Sas*, Inst. Inc. Cri. NCI.
- Smith, T., Smith, B., 2001. Survival Analysis and The Application of Cox's Prportional Hazards Modeling Using SAS. *Department of Defence Center for Deployment Health Research, Paper 244-26*, Naval Health Research Center, San Diego, CA.
- Şekerden, Ö., 1994. Ana Arı Yetiştirme Tekniği. *Ondokuz Mayıs Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Yardımcı Ders Notu: 2*. O.M.Ü. Ziraat Fakültesi, Zootekni Bölümü, Samsun.
- Şenocak, M., 1992. *Özel Biyoistatistik. Epidemiyolojide Sayısal Çözümleme*. Çağlayan Basımevi.
- Şenocak, M., 1999. Sağkalım Çözümlemesi İlkeleri. *İstanbul Üniversitesi Tıp Fakültesi Dergisi*, Vol.30, No.4, 309-312.
- Thomsen, B.L., Jorsal, S.E., Andersen, S., Willeberg, P., 1992. The Cox Regression Model Applied to Risk Factor Anlysis of Infections in the Breeding and Multiplying Herds in the Danish SPF System. *Prevetive Veterinary Medicine*: 12, 287-297.
- Veerkamp, R.F., Brotherstone, S., Meuwissen, T.H.E. 2001. Survival Analysis Using Random Regression Models. *Animal Science*, 72: 1-10.
- Vukasinovic, N., 1998. Application of Survival Analysis in Breeding for Longevity. *Animal Breeding Group, Swiss Federal Institute of Technology*.
- Vukasinovic, N., Moll, J., Künzi, N., 1997. Analysis of Productive Life In Swiss Brown Cattle. *Journal of Dairy Science*. 80:2572-2579.
- Vukasinovic, N., Moll, J., Casanova, L., 2001. Implementation of a Routine Genetic Evaluation for Longevity Based on Survival Analysis Techniques in Dairy Cattle Populations in Switzerland. *Journal of Dairy Science*. Vol.84, No.9, 2073-2080.
- Walters, S.J., 1999. What is a Cox Model? *BSc MSc CStat Statistician*. School of Health and Related Research.
- Zhang, M., 1997. Grouped Failure Times, Tied Failure Times. *Two Contributions to The Encyclopedia of Biostatistics*.
- Zhang, M., Klein, J.P., 1998. Confidence Bands for the Difference of Two Survival Curves Under Proportional Hazards Model. *Technical Report 29*.



EKLER

Ek 1. Yaşam analizinde kullanılan önemli parametrik dağılımlar

Exponential (Üssel) Dağılım : Yaşam dağılımlarının en basitlerinden birisi olan üssel dağılımda ilgilenilen olay, herhangi bir bireyin diğer özelliklerine bağlı olmaksızın sadece zamanın bir fonksiyonu olarak belirlemekte ve ansal olay hızı (risk fonksiyonu) sabit kalmaktadır. Diğer bir ifade ile, testin uygulandığı konuya ait zamanın uzunluğu ne olursa olsun, herhangi bir zamandaki ilgilenilen olaya ait olasılık aynıdır.

Parametresi λ ve ortalaması ile standart sapması $1 / \lambda$ olan üssel dağılıma ait fonksiyonel ifadeler şu şekildedir:

$$\lambda(t) = \lambda = \text{sabit} \quad (\lambda > 0) \quad (1)$$

$$S(t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda(u) du\right) = \exp(-\lambda t) \quad (2)$$

$$f(t) = \lambda(t) S(t) = \lambda \exp(-\lambda t) \quad (3)$$

$$F(t) = 1 - \exp(-\lambda t) \quad (4)$$

Yukarıda belirtilen bu ifadeler sırasıyla risk, yaşam, olasılık yoğunluk ve birikimli dağılım fonksiyonlarıdır.

Weibull Dağılımı : Bu dağılım, üssel dağılımda yapılacak olan olası bir genelleştirme sonucunda ortaya çıkmaktadır. λ ve ρ olarak belirtilen scale ve shape parametrelerinden oluşan iki parametrelili Weibull yaşam fonksiyonu ($\lambda > 0$ ve $\rho > 0$ olmak üzere),

$$S(t) = \exp(-(\lambda t)^\rho) \quad (5)$$

şeklinde ifade edilir. Bu ifadede, üssel dağılımdan farklı olarak oran ρ parametresi bulunmaktadır. Dağılıma ait risk fonksiyonu ise,

$$\lambda(t) = -\frac{d \log S(t)}{dt} = \frac{d(\lambda t)^\rho}{dt} = \lambda \rho (\lambda t)^{\rho-1} \quad (6)$$

şeklinde belirtilmektedir.

Eğer oran parametresi olarak ifade edilen $\rho = 1$ ise, $S(t)$ yaşam fonksiyonu exponential dağılıma eşittir. $\rho > 1$ ise, monoton olarak bir artış gösterir. $\rho < 1$ ise, risk monoton olarak azalır. Weibull dağılımına ait olasılık yoğunluk fonksiyonu ise,

$$f(t) = \lambda(t) S(t) = \lambda \rho (\lambda t)^{\rho-1} \exp(-(\lambda t)^\rho) \quad (7)$$

şeklinde gösterilir. Dağılımın logaritmik birikimli riski ise (5) numaralı eşitlikten yararlanılarak,

$$\log [-\log S(t)] = \lambda \log t + \rho \log \lambda$$

şeklinde elde edilir.

Lognormal Dağılışı : Logaritması normal dağılışı gösteren değişkenlerin dağılışı olarak belirtilebilir. Risk fonksiyonu belli bir maksimuma kadar artmakta sonrada azalarak (zaman $+\infty$ 'a yaklaştığında) sifira kadar inebilmektedir.

Lognormal dağılışa ait olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \frac{1}{t} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\log \lambda t)^2\right\} \quad (8)$$

şeklinde belirtilir. Bu durumda lognormal dağılışa ait yaşam ve risk fonksiyonları,

$$S(t) = 1 - \Phi\left(\frac{\log \lambda t}{\sigma}\right) \quad (9)$$

$$\lambda(t) = f(t) \left[\Phi\left(\frac{\log \lambda t}{\sigma}\right) \right]^{-1} \quad (10)$$

şeklinde gösterilir. Burada, Φ olarak belirtilen ifade normal dağılışa ait birikimli yaşam fonksiyonunu göstermektedir.

Gamma Dağılışı : Bu dağılışı, üssel dağılışın başka bir genellemesidir. Dağılışa ait olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(t) = \frac{\lambda^\kappa}{\Gamma(\kappa)} (\lambda t)^{\kappa-1} \exp(-\lambda t) \quad (\lambda > 0 \text{ ve } \kappa > 0) \quad (11)$$

olup, yaşam fonksiyonu,

$$S(t) = 1 - I(\lambda t) \quad (12)$$

ve risk fonksiyonu ise,

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (13)$$

şeklinde belirtilir. Yaşam fonksiyonu eşitliğinde yer alan I ifadesi,

$$I(x) = \int_0^x \frac{u^{\kappa-1} e^{-u}}{\Gamma(\kappa)} du \quad (14)$$

şeklinde belirtilen Gamma integralidir. Weibull dağılışından farklı olarak, gamma dağılışında κ parametresi yer almaktadır. $\kappa = 1$ olması durumunda ise üssel dağılışı elde edilir. Eğer, $\kappa > 1$ ise risk sıfırdan itibaren monoton bir artış gösterir, $\kappa < 0$ ise risk $+\infty$ 'dan itibaren monoton olarak azalır.

Ek 2. Yaşam analizinde kullanılan parametrik tahmin ve olabilirlik yapısı

Bağımsız ve benzer bir dağılış gösteren tamamlanmamış verilerin gözlem süreleri C_1, C_2, \dots, C_n olarak belirtilir. Bu tamamlanmamış gözlem sürelerinin dağılış özellikleri, yoğunluk fonksiyonları $h(c)$ veya yaşam fonksiyonları $H(c) = Prob[C > c]$ tarafından tanımlanmıştır. Benzer şekilde T_1, T_2, \dots, T_n olarak belirtilen ilgili olayın meydana geliş sürelerine ait benzer ve bağımsız dağılış gösteren yoğunluk fonksiyonu $f(t)$ ve yaşam fonksiyonu $S(t) = Prob[T > t]$ olarak gösterilir.

Tamamlanmış bir gözlemin $(y_i), (j=1, \text{ olmak üzere})$ veya tamamlanmamış bir gözlemin $(y_i), (j=0, \text{ olmak üzere})$ olabilirliğe olan katkısı $L_{i(j)}$ olarak belirtilir. Bu durumda elde edilecek olan olabilirlik yapıları,

$$\begin{aligned} L_{i(1)} &= Prob [Y_i \in (y_i, y_i + dt); \delta_i = 1] \\ &= Prob [T_i \in (y_i, y_i + dt); C_i > y_i] \\ &= Prob [T_i \in (y_i, y_i + dt)] \times Prob[C_i > y_i] \\ &= f(y_i) \times H(y_i) \end{aligned} \quad (1)$$

ve

$$\begin{aligned} L_{i(0)} &= Prob [Y_i \in (y_i, y_i + dt); \delta_i = 0] \\ &= Prob [C_i \in (y_i, y_i + dt); T_i > y_i] \\ &= Prob [C_i \in (y_i, y_i + dt)] \times Prob[T_i > y_i] \\ &= h(y_i) \times S(y_i) \end{aligned} \quad (3)$$

şeklinde belirtilebilir (Ducrocq, 1997).

1 ve 3 numaralı eşitlikler şansa bağılı tamamlanmamış veriye ait varsayımın doğrudan kullanımudur. Seçilen parametrik dağılışlar için tahmin parametrelerine ait küme, β^* olarak belirtilir. β^* ifadesinin olabilirliği,

$$L(\beta^*) = \prod_{i \in \{unc.\}} [f(y_i)H(y_i)] \prod_{i \in \{cens.\}} [h(y_i)S(y_i)] \quad (5)$$

şeklinde belirtilmiştir. Eşitlikte yer alan $\{unc.\}$ ve $\{cens.\}$ ifadeleri sırasıyla tamamlanmış ve tamamlanmamış gözlemlere ait küme olarak gösterilmektedir. Ancak, şansa bağılı tamamlanmamış verilerin varsayımından dolayı, tamamlanmamış verilere ait yoğunluk ve yaşam fonksiyonları, β^* üstünde bağımlı değillerdir. Bu durumda:

$$\begin{aligned} L(\beta^*) &= \prod_{i \in \{unc.\}} f(y_i) \prod_{i \in \{cens.\}} S(y_i) \\ &= \prod_{\{üm i\}} [f(y_i)]^{\delta_i} [S(y_i)]^{1-\delta_i} \end{aligned} \quad (6)$$

ifadesi yazılabilir (Cai, 2001). Herhangi bir i bireyinde y_i süresi içinde beklenen olayın gözlenmesi durumunda, i bireyinin olabilirlik fonksiyonuna katkısı bu süredeki yoğunluktur. Bu yoğunluk,

$$f(y_i) = \lambda(y_i) S(y_i) \quad (7)$$

ifadesi ile belirtilen yaşam ve risk fonksiyonlarının çarpımı olarak yazılabilir (www.princeton.edu/wws509/notes/c7.pdf). Ducrocq (1997), verilen bu bilgilere göre β^* ifadesinin en büyük olabilirlik tahminlerinin,

$$L(\beta^*) = \prod_i \{[\lambda(y_i)]^{\delta_i} S(y_i)\}$$

veya

$$\log L(\beta^*) = \text{sabit} + \sum_{i \in \{unc.\}} \log \lambda(y_i) + \sum_i \log S(y_i) \quad (8)$$

ifadeleri ile elde edilebileceğini belirtmiştir.



Ek 3. Cox kısmi olabilirlik fonksiyonu

Birbirinden farklı olan tamamlanmış gözlem süreleri $T_{[1]} < T_{[2]} < \dots < T_{[m]}$ olarak belirtilir. Her $T_{[k]}$ süresinde sadece bir tane beklenen olayın meydana geldiği varsayılır. $Risk(t) = R(t)$, t süresinde risk altında bulunan bireylerin sayısıdır. Eğer $\lambda_0(\cdot)$ şansa bağlı ise, meydana gelen beklenen iki olay arasındaki zaman aralığından gelen β hakkında herhangi bir bilgi yoktur. $T_{[k]}$ süresindeki risk kümesini veren ve $T_{[k]}$ süresinde meydana gelen beklenen olayı gösteren belirli bir i bireyine ait şartlı olasılık dikkate alınarak:

$Prob[T_{[k]} \text{ süresindeki beklenen olay} | R(T_{[k]}), T_{[k]} \text{ süresinde meydana gelen başarısızlık}]$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{Prob\{T_{[k]} \text{ süresinde beklenen } i \text{ olayının gözlenmesi}\}}{\sum_{j \in R(T_{[k]})} Prob\{T_{[k]} \text{ süresinde beklenen } j \text{ olayının gözlenmesi}\}} \\
 &= \frac{\exp(x'_i \beta)}{\sum_{j \in R(T_{[k]})} \exp(x'_j \beta)} \quad (1)
 \end{aligned}$$

Yuarıdaki eşitlikte belirtilen şartlı olasılıklar, beklenen olayın gözlendiği bütün gözlemler üzerinde birleştirilir ve $T_{[k]}$ süresinde beklenen olayın gözlendiği i bireyi $[k]$ olarak yeniden adlandırılarak Cox'un kısmi olabilirliği elde edilir (Ducrocq, 1997; Borgan, 2001). Buna göre Cox kısmi olabilirlik fonksiyonu,

$$L_c(\beta) = \prod_{k \in \{unc.\}} \left[\frac{\exp(x'_{[k]} \beta)}{\sum_{j \in R(T_{[k]})} \exp(x'_j \beta)} \right] \quad (2)$$

elde edilir. Kısmi olabilirlik fonksiyonu 2 numaralı eşitliğin logaritması alınarak,

$$LL_c(\beta) = \log\{L_c(\beta)\} = \sum_{k \in \{unc.\}} \left[x_{[k]} \beta - \log \sum_{j \in R(T_{[k]})} \exp(x'_j \beta) \right] \quad (3)$$

elde edilir.

Ek 4. Yaşam fonksiyonunun belirlenmesi

Orantılı risk regresyon modeli altında yaşam fonksiyonunu belirleyebilmek için,

$$\begin{aligned}
 S(t; x) &= \exp \left\{ - \int_0^t \lambda(u; x) du \right\} \\
 &= \exp \left\{ - e^{x'\beta} \int_0^t \lambda_0(u) du \right\} \\
 &= \exp \left\{ - \int_0^t \lambda_0(u) du \right\} \exp \{x'\beta\} \\
 &= S_0(t) \exp \{x'\beta\}
 \end{aligned} \tag{1}$$

eşitliği kullanılır. Bu eşitlikte yer alan $S_0(t)$ birikimli esas yaşam fonksiyonudur (Anonim, 2000b; Li ve ark., 1994; Ducrocq, 1997).

Cox modeli için yaşam dağılışına ait tahminlemede kullanılan yöntem, "Product-Limit" tahmin yöntemidir.

Gözlemlerin ölçüm zamanına ait aralıkları $[0 = \tau_0, \tau_1), [\tau_1, \tau_2), \dots, [\tau_{k-1}, \tau_k), \dots$ şeklinde gösterildiğinde τ_k süresindeki yaşam fonksiyonu,

$$S(\tau_k; x) = \exp \left\{ - \int_0^{\tau_k} \lambda(u; x) du \right\} \tag{2}$$

eşitliği ile belirtilir. Tamamlanmamış verilerin her bir aralığın sonunda meydana geldiği varsayılırsa ve $t = \tau_{k-1}$, k aralığının başlangıcını gösteriyorsa, Cox modeline ait birikimli yaşam fonksiyonu için,

$$\begin{aligned}
S(t; x) &= \exp \left\{ - \sum_{i \in k} \int_{\tau_{i-1}}^{\tau_i} \lambda_0(u) e^{x'\beta} du \right\} \\
&= \prod_{i \in k} \exp \left\{ - \int_{\tau_{i-1}}^{\tau_i} \lambda_0(u) du \right\} e^{x'\beta} \\
&= \prod_{i \in k} \left(\exp \left\{ - \int_{\tau_{i-1}}^{\tau_i} \lambda_0(u) du \right\} \right)^{e^{x'\beta}} \\
&= \prod_{i=1}^{k-1} (\alpha_i)^{e^{x'\beta}}
\end{aligned} \tag{3}$$

elde edilir ($\alpha_i = \exp \left\{ - \int_{\tau_{i-1}}^{\tau_i} \lambda_0(u) du \right\}$).

Elde edilen bu eşitlik risk fonksiyonu için kullanıldığı zaman,

$\lambda(t; x) = \text{Prob}[\tau_{k-1} \text{ ve } \tau_k \text{ arasında meydana gelen başarısızlık} \mid \tau_{k-1} \text{ süresinde yaşamına devam eden birey}]$

$$\begin{aligned}
&= \frac{S(\tau_{k-1}; x) - S(\tau_k; x)}{S(\tau_{k-1}; x)} \\
&= 1 - \alpha_k^{e^{x'\beta}}
\end{aligned} \tag{4}$$

ifadesi elde edilir.

Cox modeli altında yaşam fonksiyonunun tahmini için, belirlenmiş gözlenen (tamamlanmış veriler) yaşam sürelerine ait tam olabilirlik fonksiyonu kullanılır. Kalbfleisch ve Prentice yaklaşımı olarak belirtilen bu fonksiyon Ek 2'de belirtilen 6 numaralı eşitlik ile aynıdır. Bu durumda, 3 ve 4 numaralı ifadeler olabilirlik fonksiyonu içindeki risk ve yaşam fonksiyonlarının yerine yazılarak,

$$L(\alpha, \beta) = \prod_k \left\{ \left[\prod_{j \in D(T_{[k]})} (1 - \alpha_k^{e^{x_j'\beta}}) \right] \left[\prod_{j \in R(T_{[k]}) - D(T_{[k]})} \alpha_k^{e^{x_j'\beta}} \right] \right\} \tag{5}$$

eşitliği elde edilir. Burada, $D(T_{[k]})$, $T_{[k]}$ süresindeki tamamlanmış gözlemler kümesidir. $R(T_{[k]})$ ise, risk altında bulunan gözlemleri belirtmektedir (Ducrocq, 1997; SAS, 1998). Elde edilen olabilirlik fonksiyonundan sonra Cox modeli yaşam fonksiyonu için,

$$S_0(t) = \prod_{k|T_k \leq t} \alpha_k \quad (6)$$

eşitliği elde edilir. Burada, α_k 'yı elde edebilmek için,

$$\alpha_k = \frac{S(t_k)}{S(t_{k-1})} \quad (7)$$

eşitliği kullanılmaktadır (Hintze, 2001).

Birikimli esas risk fonksiyonunun tahmini,

$$\Lambda_0(t) = \ln(-S_0(T)) \quad (8)$$

eşitliği kullanılarak hesaplanırken, Cox orantılı risk regresyon modeli denkleminde yer alan esas risk fonksiyonu ise,

$$\lambda_0(t) = 1 - \alpha_t \quad (9)$$

eşitliği ile elde edilmektedir.

Ek 5. Tamamlanmamış veri yapıları

Yaşam analizi yöntemleri, bir popülasyondaki belli bir T aralığında herhangi bir olayın meydana geliş zamanına ait dağılış hakkında sonuç çıkartmak amacıyla düzenlenmiştir. Herhangi bir bireye ait izleme, belirlenen başlangıç anından (sıfır süresinden) itibaren başlar ve beklenen olayın meydana geliş anına kadar veya o bireye ait tamamlanmamış gözlem süresinin ilk ortaya çıkış anına kadar devam eder.

Tamamlanmamış (Censored) veri tipleri: Herhangi bir yaşam analizinde ortaya çıkabilecek, kısmi bilgi içeren çeşitli veri tipleri vardır.

a) *İzleme süresi içinde veya sonrasında meydana gelen tamamlanmamış gözlem (Right Censored)* : Bu tamamlanmamış veri tipinde, daha önceden belirlenmiş olan gözlem periyodu içerisinde gözleme konu olan birey veya bireylerde araştırmaya konu olan olayın gözlenememiş olmasıdır. İlgili olay izleme süresinden sonra meydana gelir veya izleme süresi içerisinde bireye ait gözlem yapılamaz.

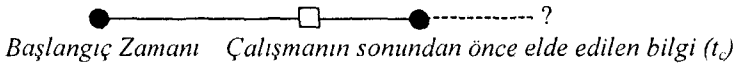
Bu gözlemleri üç grup altında incelemek mümkündür.

1 – Belirlenen çalışma süresi sona erdiği halde birey veya bireylerde araştırmaya konu olan olayın gözlenmemesi durumudur. Bu bireylerde herhangi bir kayıp yoktur, ancak olayın çalışma bitiminden sonra ne zaman gözleneceği belli değildir.

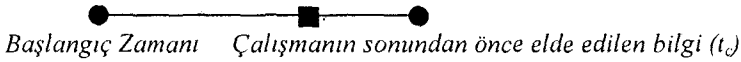


Bireye ait yaşam süresinin, belirlenen yaşam süresinden büyük olduğu durumda ($T > t_c$), tamamlanmamış veriden dolayı kısmi bilgi ortaya çıkar.

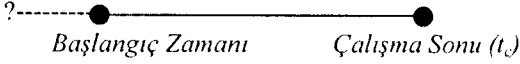
2 – Çalışmada yer alan gözlemlerden biri veya birkaçının, çalışmanın devam ettiği süre içerisinde başka bir çalışma grubuna aktarılması durumunda sadece çalışılan süre kadar elde edilen bilgiler kullanılabilir. Bu gözlemlerin çalışmanın sonunda buldukları gözlem grubunda aktif olup olmadıkları bilinmez.



3 – Gözlemlerden herhangi birinin veya birkaçının çalışmanın devam ettiği süre içerisinde, herhangi bir sebepten dolayı tekrar veri elde edilemeyecek şekilde gözlem dışı kalmasıdır.



b) *Başlangıç Zamanından Önce Meydana Gelen Tamamlanmamış Gözlem (Left Censoring)*: İlgilenilen olayın araştırmacı tarafından belirlenmiş olan zamanın öncesinde meydana gelmesi halidir.



c) *İki yönlü tamamlanmamış gözlem*: Başlangıç zamanından önce ve izleme süresi içinde veya sonrasında meydana gelen tamamlanmamış verilerin birleşiminden oluşur. Çalışmaya konu olan gözlem grubunun bir kısmının "left censoring", diğer bir kısmının ise "right censoring" veri olarak değerlendirilmesidir.

d) *Belirli bir zaman aralığında meydana gelen tamamlanmamış gözlem (Interval Censored)*: Bu tamamlanmamış veri tipindeki gözlemler sürekli değildir, ancak kesikli bir zamanda yer alır ve sadece olayın meydana geldiği zaman aralığı bilinir.

e) *Tip I ve Tip II Tamamlanmamış Gözlem*: Bunlar tamamlanmamış veriler içerisinde çok büyük öneme sahip olan right censored verilerin iki özel durumudur.

Tip I olarak ele alınan tamamlanmamış veri, daha önceden belirlenen ve denemede sabit bir T_{max} süresinden sonra sonuçlandığı zaman meydana gelen tamamlanmamış veri tipidir.

Tip II olarak ele alınan tamamlanmamış veri ise, tamamlanmama süresinin şansa bağlı ve istatistiksel olarak da T 'den bağımsız olduğu veri tipidir.

f) *Şansa Bağlı Tamamlanmamış Gözlem (Random Censoring)*: Eğer testteki bütün bireyler için ilgilenilen olayın gözlenmesi beklenirse, bağımsız ve benzer dağılım gösteren gözlem süreleri T_1, T_2, \dots, T_n olarak belirtilir.

Eğer bireylerin hiçbirinde ilgilenilen olay gözlenmeyecek ise, bağımsız ve benzer dağılım gösteren tamamlanmama sürelerine uygun olarak C_1, C_2, \dots, C_n değerleri belirtilir.

Aslında yapılan gözlemler, her bir i bireyi için, bir çift şansa bağlı değişkenden oluşmaktadır (Y_i, δ_i).

Y_i , meydana gelen ilk olaydır (ilgilenilen olayın meydana gelmesi veya tamamlanmamış gözlem: $Y_i = \min(T_i, C_i)$) ve δ_i , eğer elde edilen veri tamamlanmış ise ($T_i \leq C_i$) bire, tamamlanmamış bir veri olarak gözlenmiş ise ($C_i < T_i$) sıfıra eşit bir belirteç değişkendir. Bu ifade çoğunlukla $\delta_i = \text{Ind}(T_i \leq C_i)$ şeklinde gösterilmektedir.

Şansa bağlı tamamlanmamış gözlem durumu basit olarak tamamlanmamış gözlemlerin C_i ve beklenen olayın meydana geliş zamanları T_i 'nin bütün i bireyleri için bağımsız olduğunu varsayar. C_i 'ye ait dağılım bilgisi T hakkında herhangi bir bilgi vermez. Bu varsayım istatistiksel analizlerde önemli kolaylıklar sağlar (Buckley and James, 1979; Ducrocq, 1997).

ÖZGEÇMİŞ

1969 yılında Hakkari'de doğdu. İlk ve orta öğrenimini Van'da tamamladı. 1986 yılında Yüzüncü Yıl Üniversitesi Bitki Koruma Bölümünü kazanarak 1990 yılında buradan mezun oldu. 1992 yılında askerlik görevini tamamladı. 1997 yılında Yüzüncü Yıl Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsünden Ziraat Yüksek Mühendisi unvanını aldı. Aynı yıl YYÜ Fen Bilimleri Enstitüsü Zootekni Anabilim Dalında doktora öğrenimine başladı. Halen YYÜ Van Meslek Yüksekokulu Bilgisayar Programcılığı Anabilim dalında Okutman olarak çalışmaktadır.



