



T. C.

ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ

SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

BİYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI

**YAKALAMA TEKRAR YAKALAMA YÖNTEMLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI VE ENGELLİ
PREVELANSININ ARAŞTIRILMASI**

Musa Bashir ALBISHIR

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Bursa-2016



T. C.

ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
BİYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI

YAKALAMA TEKRAR YAKALAMA YÖNTEMLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI
VE ENGELLİ PREVELANSININ ARAŞTIRILMASI

Musa Bashir ALBISHIR

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Danışman: Prof. Dr. İlker ERCAN

Bursa-2016



Bilgilendirme:

Bu tez, Uludağ Üniversitesi Bilimsel Arařtırmalar Birimi tarafından KUAP(T)-2015/42 numaralı proje ile desteklenmiřtir.

SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ'NE

Biyostatistik Anabilim Dalı Yüksek Lisans öğrencisi Musa Bashir Albishir tarafından hazırlanan Yakalama Tekrar Yakalama Yöntemi ile Engelli Prevelansının Araştırılması konulu Yüksek Lisans tezi 28/01/2015 günü, 10:00-12:00 saatleri arasında yapılan tez savunma sınavında jüri tarafından oybirliği/oyçokluğu ile kabul edilmiştir.

	<u>Adı-Soyadı</u>
Tez Danışmanı	Prof. Dr. İlker ERCAN
Üye	Prof. Dr. Fezan Mutlu
Üye	Döç. Dr. Gökhan Ocakoğlu
Üye	
Üye	

İmza



Bu tez Enstitü Yönetim Kurulu'nun tarih ve sayılı toplantısında alınan numaralı kararı ile kabul edilmiştir.

Prof.Dr. Ülgen GÜNAY
Enstitü Müdürü

İÇİNDEKİLER

İÇİNDEKİLER.....	I
ÖZET.....	II
İNGİLİZCE ÖZET	III
GİRİŞ.....	1
GENEL BİLGİLER.....	3
Kapalı Kaynak için Yakala Tekrar Yakala Yöntemleri.....	3
Kapalı İki Kaynaklı Yakalama Tekrar Yakalama Yöntemleri.....	4
Lincoln – Petersen Yöntemi.....	8
Chapman Yöntemi.....	9
Bailey Yöntemi.....	11
İkiden Fazla Kapalı Kaynak için Yakalama Tekrar Yakalama Yöntemleri.....	12
Schnabel yöntemi.....	13
Schumacher and Eschmeyer yöntemi.....	15
Açık Kaynak Yakalama Tekrar Yakalama Yöntemleri	16
Jolly - Seber Yöntemi.....	16
GEREÇ VE YÖNTEM.....	25
BULGULAR.....	30
TARTIŞMA VE SONUÇ.....	49
EK1.....	52
KAYNAKLAR.....	56
TEŞEKKÜR.....	58
ÖZGEÇMİŞ.....	59

ÖZET

Anakütlenin tamamı ayrıntılarıyla incelenmek istendiğinde hem çok zaman hem de çok büyük bütçeler gerektirdiğinden tam sayım yapmak imkânsız hale gelebilmektedir. Bu nedenle tam sayımın imkânsızlığından kaçınmak için üzerinde araştırma yapılacak anakütle, örnekleme yöntemleri kullanılarak en iyi şekilde temsil edilebilir. Bir anakütlenin büyüklüğünü tahmin etmede kullanılan istatistiksel yöntemlerden birisi de “Yakalama-Tekrar Yakalama” yöntemidir. Yakalama-Tekrar Yakalama analiz yöntemleri bir anakütlede birimlerin sayısı bilinmediğinde anakütle büyüklüğünü tahmin etmek için uygulanır.

Bu tez çalışmasında iki kaynak Yakalama Tekrar Yakalama yöntemlerinden Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemlerinin örnekleme büyüklüğüne göre performansları incelenmiş ve Uludağ Üniversitesi öğrencilerinde en az bir engelli birey içeren çekirdek ve geniş ailelerin sayısı tahmin edilmiştir. Çekirdek ve geniş ailelerde en az bir engelli birey bulunan aile sayısı için yapılan tahmin, çalışma anakütlesine oranlanarak Türkiye için en az bir engelli bireyin olduğu çekirdek ve geniş aile oranının tahmin edilmesi amaçlanmıştır.

Yöntemsel karşılaştırma kısmından varılan sonuç, iki kaynaklı yakalama ve tekrar yakalama yöntemleriyle çalışıldığı durumda birinci ve ikinci örnekleme küçük örneklemlerle çalışıldığında Lincoln – Petersen yönteminin Chapman ve Bailey yöntemlerinin tahmin sonuçlarına göre daha güvenilir sonuçlar verdiği yönündedir. Birinci örneklemin büyük ve ikinci örneklem küçük olması durumunda ise Chapman ve Bailey yöntemlerinin, Lincoln – Petersen yönteminden daha iyi tahmin sonuçlar verdiği belirlenmiştir. İki örneklem de büyük olduğu durumlarda ise üç yöntemde tahmin performansının iyi olduğu görülmüştür.

Uygulama kısmından varılan sonuç ise Türkiye’de en az bir engelli birime sahip olan çekirdek aile oranı 0.017 ile 0.022 arasında, geniş aile oranı ise 0.120 ile 0.128 arasında değişmektedir.

Anahtar Kelimeler: Yakalama tekrar yakalama, engelli prevalansı, Lincoln – Petersen yöntemi, Chapman yöntemi, Bailey yöntemi.

SUMMARY

Examining a population by census (count each individual of the entire population) sometimes becomes impossible or difficult because of time, large amount of budget. There to avoid the impossibility provides by census, appropriate sample survey methods that will represent the population are used to examine the population. One of the statistical survey methods used to estimate a population the size is Capture-Recapture method. The capture-recapture analysis method is used to estimate the population size when it is unknown.

In this thesis, Lincoln - Petersen, Chapman and Bailey two source capture recapture methods are used to estimate the population size of nuclear and extended families with disabled individual among the students of Uludağ University Görükle Campus and also compared the performance of the estimators with different sample sizes by Mean Squared Error. Aim of this study is to proportioned the estimated population size of nuclear and extended families with disabled individual with the population size of the study area to estimate the ratio of nuclear and extended families with disabled individual in Turkey.

From the comparison part of the mentioned two source capture recapture estimation methods, the Lincoln - Petersen method provides more reliable results than Chapman and bailey methods in small sample size I and II. In respect to big sample I and small sample II Chapman and bailey methods provides better estimates than Lincoln – Petersen method. When working with big sample size I and II are all the three estimates provides better estimates with least error.

Result obtained from the application part of the study, shows that ratio of nuclear family with disabled individual ranged from 0.017 to 0.022 and for the extended family from 0.120 to 0.128.

Keywords: Capture recapture, disabled prevalence, Lincoln – Petersen method, Chapman method, Bailey method.

1. GİRİŞ

Üzerinde araştırma yapılacak bir anakütleden bilgi derlemek için başvurulabilecek ilk ve en basit yöntem, anakütleyi oluşturan tüm birimler üzerinde araştırma konusuyla ilgili bilgi toplamak yani tam sayım yapmaktır. Evren çok büyük olduğunda, tamamını ayrıntılarıyla incelenmek hem çok zaman hem de çok büyük bütçeler gerektirdiğinden tam sayım yapmak imkânsız hale gelebilmektedir (1). Örneğin bir gölette bulunan balık sayısı, bir bölgede bulunan kuş sayısını, bir ülkede bulunan engelli sayısı, HIV, diyabet gibi hastalıkların yaygınlığı hakkında bilgi sahibi olmak tam sayım yaparak mümkün olmayabilir veya oldukça zaman alır.

Bu nedenle tam sayımın imkânsızlığından kaçınmak için üzerinde araştırma yapılacak anakütle, örnekleme yöntemleriyle en iyi şekilde temsil edilebilir.

Anakütle büyüklüğü hakkında bilgiye sahip olmak tam sayımda gerekli olduğu gibi, örnekleme çalışmasında da fayda sağlamaktadır. Bir anakütlenin büyüklüğünü tahmin etmede kullanılan istatistiksel yöntemlerden birisi de "Yakalama-Tekrar Yakalama" (YTY) yöntemidir (2). YTY analiz yöntemleri, bir anakütledeki birimlerin sayısı bilinmediğinde anakütle büyüklüğünü tahmin etmek için uygulanır (3).

Yakalama-tekrar yakalama yöntemleri, ilk kez balık ve yabani hayvan anakütleleriyle ilgili parametre tahminlerinde kullanmasına rağmen günümüzde sağlık, sosyal ve epidemiyoloji gibi bilim dallarında anakütle büyüklüğünü tahmin etmek için başvuru en yaygın istatistiksel yöntemlerden biridir (4, 5). Anakütle büyüklüğünü tahmin etme dışında hayatta kalma, göç alma ve göç verme oranları gibi yabani hayvan türleriyle, bir toplumda bulunan hasta türleriyle ilgili anakütle parametrelerinin hesaplanmasında da kullanılmaktadır (6, 7).

Yöntemi ilk olarak, John Graunt 1662 yılında İngiltere'nin nüfusunu tahmin etmek için ve benzer şekilde Pierre Simon Laplace 1786 yılında hali hazırdaki yöntemleri takip ederek Fransa nüfusunu tahmin etmek için kullanmışlardır (4, 8, 9).

Yakalama Tekrar Yakalama yönteminde, çalışma yapılan anakütledeki bazı üyeler bir kez veya birden fazla kez örnekleme rasgele alınır ve işaretleme veya etiketlemeden sonra anakütleye iade edilir. Birinci örneklemeden sonra her alınan örneklemede kaç tane işaretli üye olduğu dikkate alınarak yöntem uygulamaktadır (10).

Yakalama-tekrar yakalama yönteminde kullanılan tahmin yöntemleri, iki kaynak yakalama-tekrar yakalama ve ikiden fazla kaynak yakalama-tekrar yakalama (seri YTY) yöntemleri olarak iki sınıfta gruplanmaktadır (3, 8).

İki kaynaklı YTY yöntemlerini Danimarkalı biyolog Carl George Johannes Petersen 1896 yılında bir göletteki balık anakütlesi üzerinde yaptığı çalışmada kullanmıştır. Daha sonra Frederick Charles Lincoln 1930 yılında bağımsız olarak su kuşlarına ait anakütle büyüklüğünü tahmin etmek için yöntem geliştirmiştir (4, 11).

İkiden fazla kaynaklı YTY yönteminde, araştırma yapılan anakütleden ardışık olarak örnekleme alınarak her örneklemede yakalananlar işaretli ve işaretsiz olarak ayrılarak sayılır. Sonraki aşamada, yakalanan işaretsiz birimlere işaret verilerek anakütleye iade edilir ve aynı işlemler k defa yapılır. K-örneklem YTY yöntemlerinde ikiden fazla örnekleme dayanarak çalışma yapıldığından dolayı anakütle hakkında daha ayrıntılı bilgiler elde edilebilir. K - örneklem yakalama-tekrar yakalama yöntemleri ilk olarak Schnabel'in balıklar üzerine yaptığı çalışmasında kullanılmıştır (4, 8).

Bu tez çalışmasında iki kaynak Yakalama Tekrar Yakalama yöntemlerinden Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemlerinin örnekleme büyüklüğüne göre performansları incelenmiş ve Uludağ Üniversitesi öğrencilerinde en az bir engelli birim çekirdek ve geniş ailelerin sayısı tahmin edilmiştir. Çekirdek ve geniş ailelerde en az bir engelli bulunan aile sayısı için yapılan tahmin, çalışma anakütlesine oranlanarak Türkiye için en az bir engelli birey içeren çekirdek ve geniş aile oranının tahmin edilmesi amaçlanmıştır.

2. GENEL BİLGİLER

Yakalama Tekrar Yakalama çalışmaları, yapılacak kaynağa bağlı olarak değişmektedir. Bazı durumlarda çalışma kaynağı sürekli olarak göç, ölüm, doğum gibi durumlardan etkilenmektedir. Çalışma dönemi boyunca değişimler olan anakütle açık kaynak ve değişmeyen anakütle ise kapalı kaynak olarak adlandırılmaktadır (8, 12). Çalışma kaynağın yapısına bağlı modeller geliştirilmiştir. Kapalı kaynak yakalama tekrar yakalama yöntemleri iki kaynak ve ikiden fazla kaynak olmak üzere ikiye ayrılmaktadır (2, 13, 14).

2.1. Kapalı Kaynak Yakalama Tekrar Yakalama Yöntemleri

Listelerden yapılacak bir çalışmada, çalışma dönemi boyunca listeye yeni kayıt ya da silme olmadığında liste kapalı kabul edilir. Saha çalışmalarında ise doğum, içe göç gibi artış veya ölüm, dışa göç gibi azalış durumları olmadığı durumda anakütle kapalı kaynak olarak nitelendirilir (8, 12, 14).

Kapalı kaynak yakalama tekrar yakalama yönteminin kullanılabilmesi için bazı temel varsayımlar gereklidir:

- i. Anakütlenin artış ve azalışa kapalı olması: Üzerinde çalışma yapılan anakütlenin çalışma dönemi boyunca doğum, içe-dışa göç, ölüm gibi artış veya azalış durumlarına kapalı olmalıdır.
- ii. Her birimin eşit şansla yakalanabilir olması: Her birim her örnekleme döneminde eşit olasılıkla yakalanabilme şansına sahip olmalıdır.
- iii. İkinci ve sonraki her örnekleme birimlerinin tespit edilebilir ve eşlenebilir olması: Birimlerin birinci örnekleminde yapılan işaretin sonraki örnekleme dönemine kadar hiç kaybolmaması gerekir.

- iv. Kaynakların bağımsızlığı: Örneklem alınacak birimlerin anakütleden, ikinci örneklem alınırken birinci örnekleme alınan birimlerden bağımsız alınması gerekir. Her örnekleme alınan birimlerin birbiri üzerinde etkileri olmamalıdır. Liste üzerinden çalışma yapılacak ise listelerin birbirinden bağımsız olması istenilir.

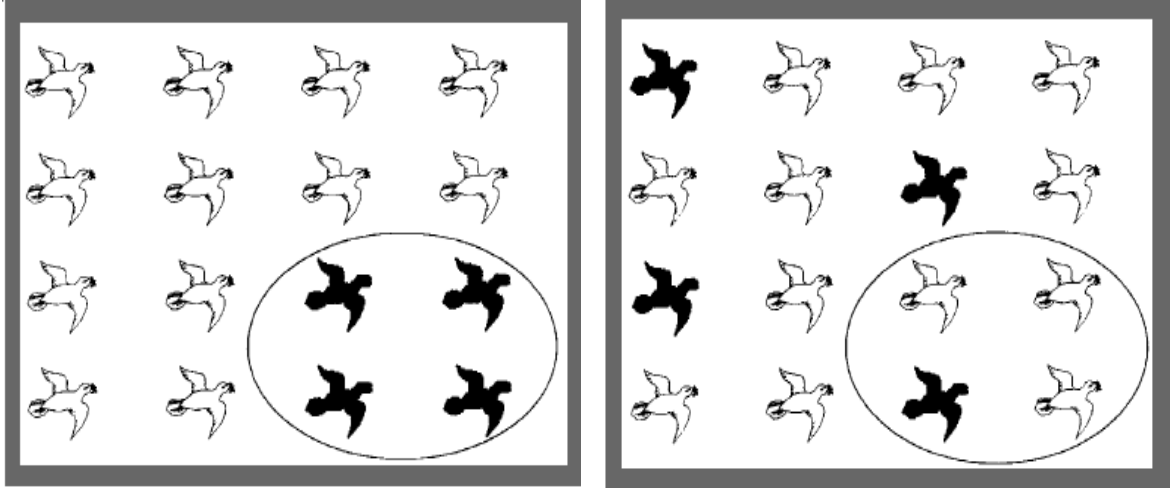
2.1.1. Kapalı İki Kaynaklı Yakalama Tekrar Yakalama Yöntemleri

Yirminci yüzyılda, biyolog olan F. C. Lincoln ve C. J. G. Petersen'nin isimleriyle anılan bu yöntemi, ilk olarak matematikçi Laplace Fransa'nın nüfusunu tahmin etmek için 18. Yüzyılda kullanmıştır (15). En basit yakalama tekrar yakalama yöntemi olarak bilinen iki kaynak yöntemi, sadece bir kere işaretleme ve tekrar yakalama işlemi ile gerçekleşmekte ve sadece kapalı kaynaklara uygulanmaktadır. Anakütleden kayıp olduğu durumlarda tahmin edilen anakütle büyüklüğü ilk örneklemin alındığı zamana, anaküttele artış olduğu durumlarda ise tahmin edilen anakütle büyüklüğü ikinci örnekleme dönemine ait olacak ve bu durumlarda tahmin edilen anakütle büyüklüğü yanlış olacaktır (12).

Kapalı iki kaynak yakalama Tekrar Yakalama yöntemi, saha çalışmalarında aşağıda verilen adımlar ile uygulanır (Şekil-1):

- i. Çalışma için belirlenen anakütleden verilen şekil-1 a'daki gibi rastgele olarak n_1 birimlik örneklem çekilir. Çekilen örnekleme birimlere, çalışma dönemi boyunca kayıp olmayacak, bir işaret verilerek çekilen anakütleye iade edilir. Birinci örneklem (n_1) iade edildikten sonra anaküttelede n_1/N oranında işaretli birim olacaktır.

(Bu şekil-1, Gill G. V. ve arkadaşlar. The use of capture-recapture techniques in determining the prevalence of type 2 diabetes QJ Med, 94:341-346, 2001 kaynağında alınmıştır.)



a)

b)

Şekil-1: Yakalama ve tekrar yakalamayı şekilsel gösterimi (9).

- ii. İkinci aşamada, iade edilen n_1 birimlerin, anakütledeki işaretli birimlerle karışması için yeterli bir süre verildikten sonra anakütlede verilen şekil-1 b'deki gibi rasgele n_2 büyüklüğünde bir örneklem tekrar alınır ve örneklem incelenerek içinde işaretli olanları m_2 olarak adlandırılarak Tablo-1'de verilen kontenjan tablosu oluşturulur (5).

İki kaynak yakalama Tekrar Yakalama yöntemi liste üzerinden yapılacaksa aşağıdaki adımlar uygulanır.

- i. Çalışma için iki liste kaynak (n_1 ve n_2) olarak belirlenir.
- ii. Belirlenen kaynaklarda birimler için eşleme kriteri zaman içinde kolay değişmeyen demografik veya diğer belirleyici özellikler (cinsiyet, yaş, adı, soyadı, ev adresi, mesleği, eğitim düzeyi gibi) kullanılarak listeler karşılaştırılır. Belirlenen belirleyici özellikleri aynı olarak kabul edilen birimlerin sayısı m_2 olarak kayıt edilir.
- iii. Birinci liste için n_1 , ikinci liste için n_2 , her iki listede bulunan birimler için m_2 , birinci listede bulunan fakat ikinci listede bulunmayan birimler için ($n_1 - m_2$), birinci listede bulunmayan fakat ikinci listede bulunan birimler için ($n_2 - m_2$) kodu verilerek Tablo-1 oluşturulur.

Tablo-1: Lincoln- Petersen yöntemi için kontenjans tablo

Örneklem I		II. Örneklem		
		Var	Yok	Toplam
I. Örneklem	Var	m_2	$n_1 - m_2$	n_1
	Yok	$n_2 - m_2$	m_1	
	Toplam	n_2		N

Kontenjans tablosunda,

n_1 : Birinci örnekte yakalanan birimlerin sayısı,

n_2 : İkinci örnekte yakalanan birimlerin sayısı,

m_1 : Birinci örnekte yakalanan ve tekrar ikinci örnekte yakalanan birimlerin sayısı,

$(n_1 - m_2)$: Birinci örnekte yakalanan ve ikinci örnekte tekrar yakalanmayan birimlerin sayısı,

$(n_2 - m_2)$: Birinci örnekte yakalanmayan ve ikinci örnekte tekrar yakalanan birimlerin sayısı,

m_2 : Hem birinci örnekte hem de ikinci örnekte yakalanmayan birimlerin sayısı, olarak ifade edilmektedir.

m_1 , hem birinci örnekte hem de ikinci örnekte yakalanmadığından değeri bilinmemekte ve \hat{m}_1 ile tahmin edilmektedir.

İki örneklem yönteminde, birinci örneklemde yakalanan birimlerin tekrar yakalanma olasılığı (\hat{p}):

$$\hat{p} = \frac{n_1}{N} \quad (1.1.1)$$

eşitlik (1.1.1) ile hesaplanır.

Birinci ve ikinci örneklemde gözlenmeyen birimlerin sayısının (m_1), Lincoln–Petersen yöntemi ile tahmini, bağımsızlığın varsayımı kullanarak,

$$\hat{m}_1 = \frac{(n_2 - m_2)(n_1 - m_2)}{m_2} \quad (1.1.2)$$

eşitlik (1.1.2) ile tahmin edilir (16).

Odds oranı, ilgilenen olayın gerçekleşme olasılığını gerçekleşmeme olasılığına bölünmesi ile hesaplanır.

$$\text{Odds} = \frac{p}{1-p} \quad (1.1.3)$$

İlgilenilen olayın gerçekleşme olasılığı ile gerçekleşmeme olasılıklarının eşit yani birbirinden bağımsız olduğu durumda odds oranı 1 olarak hesaplanır.

Yakalama Tekrar Yakalama çalışmada, her deneğin seçilme şansının eşit olması ve herhangi bir deneğin seçilme şansının seçilmeme şansına eşit olması ile bağımsızlık varsayımı yerine getirilir.

İki örneklem yöntemlerin bağımsızlığı varsayımı:

$$\frac{m_1 m_2}{(n_2 - m_2)(n_1 - m_2)} \approx 1 \quad (1.1.4)$$

eşitlik (1.1.4) ile hesaplanır.

Eğer iki örneklemelerin birbirinden bağımsız ise odds oranı 1'e yakın olacaktır (16).

2.1.1.1. Lincoln – Petersen Yöntemi

Lincoln – Petersen yöntemi, ilk olarak Danimarkalı biyolog Carl George Johannes Petersen 1896 yılında bir göletteki balık anakütlesi üzerinde yapmış olduğu çalışmada kullanmıştır. Daha sonra Frederick Charles Lincoln 1930 yılında bağımsız olarak su kuşlarının anakütle büyüklüğünü tahmin etmek için yöntemi geliştirilmiştir (17).

Deneme, bilinmeyen anakütle büyüklüğünü tahmin etmek amacıyla, kapalı bir anaküttele mümkün olduğunca çok birim yakalanacak şekilde düzenlenen iki örnekleme evresinde gerçekleştirilmektedir (7).

Lincoln – Petersen yöntemi, anakütledeki tüm birimlerin, yakalanma şanslarının eşit olduğu ve iki örnekleme evresinde değişmediği, anakütlenin artış ve azalışlara kapalı olduğu durumlarda uygulanmaktadır (18).

Lincoln–Petersen yöntemin anakütle büyüklüğünün tahmini,

$$\hat{N}_{LP} = m_2 + (n_2 - m_2) + (n_1 - m_2) + \hat{m}_1$$

toplamı ile,

$$m_2 + (n_2 - m_2) + (n_1 - m_2) + \frac{(n_2 - m_2)(n_1 - m_2)}{m_2} =$$

$$\hat{N}_{LP} = \frac{n_1 n_2}{m_2} \quad (2.1.1)$$

eşitlik (2.1.1) ile edilir (16, 19).

Lincoln – Petersen yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı,

$$\text{Var}(\hat{N}_{LP}) = \frac{n_1 n_2 (n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2^3} \quad (2.1.2)$$

eşitlik (2.1.2) ile hesaplanır.

Lincoln – Petersen yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün standart hatası,

$$SH(\hat{N}_{LP}) = \sqrt{\text{Var}(\hat{N}_{LP})} = \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2^3}} \quad (2.1.3)$$

eşitlik (2.1.3) ile hesaplanır.

Lincoln–Petersen yönteminde tahmin edilen anakütle büyüklüğünün güven aralığı

$$GA = \hat{N}_{LP} \pm Z_{\alpha/2} \times SH(\hat{N}_{LP}) =$$

$$\hat{N}_{LP} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2^3}} \quad (2.1.4)$$

eşitlik (2.1.4) ile hesaplanır (3, 13, 20).

2.1.1.2. Chapman Yöntemi

Lincoln – Petersen yönteminde özellikle küçük örneklem olduğunda yakalanan birimin tekrar yakalanmama olasılığı yüksek olduğunda m_2 sıfır çıkabilir; bu durumda Lincoln – Petersen yöntemi yanlılık göstermektedir (16). Lincoln – Petersen yönteminin yanlılığından kaçınmak için Chapman tarafından Lincoln – Petersen yöntemine dayanarak Chapman yöntemi geliştirilmiştir.

Bir hipergeometrik modele dayalı olarak; n_1 ve n_2 sabit olarak kabul edilmektedir. Chapman esas olarak m_2 'nin küçük değeri nedeniyle ortaya çıkan yanlılığı düzeltmek için Chapman tahmin edicisini türetmiştir (13).

Chapman yöntemi ile anakütle büyüklüğünün tahmini,

$$\hat{N}_{CPM} = \frac{(n_1+1)(n_2+1)}{(m_2+1)} - 1 \quad (2.2.1)$$

eşitlik (2.2.1) ile hesaplanır (16, 27).

Chapman yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı,

$$\text{Var}(\hat{N}_{CPM}) = \frac{(n_1+1)(n_2+1)(n_1-m_2)(n_2-m_2)}{[(m_2+1)^2(m_2+2)]} \quad (2.2.2)$$

eşitlik (2.2.2) ile verilmiştir.

Chapman yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün standart hatası,

$$SH_{CPM} = \sqrt{\frac{(n_1+1)(n_2+1)(n_1-m_2)(n_2-m_2)}{[(m_2+1)^2(m_2+2)]}} \quad (2.2.3)$$

eşitlik (2.2.3) ile hesaplanır.

Chapman yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün \hat{N}_{CPM} güven aralığı,

$$GA = \hat{N}_{LP} \pm Z_{\alpha/2} \times SH(\hat{N}_{CPM}) =$$
$$\hat{N}_{CPM} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{(n_1+1)(n_2+1)(n_1-m_2)(n_2-m_2)}{[(m_2+1)^2(m_2+2)]}} \quad (2.2.4)$$

eşitlik (2.2.4) ile hesaplanır (13, 21).

2.1.1.3. Bailey Yöntemi

Lincoln - Petersen tahmincisinden tekrar yakalama değeri olan m_2 yeteri kadar büyük ($20'$ den büyük) ise anakütle büyüklüğü yansız tahmin edilirken, m_2 küçük değerler aldığı anda ise anakütle büyüklüğünü olduğundan daha büyük ve yanlış tahmin etmektedir (7). Yanlış ve hatalı tahminlerden kaçınmak için ikinci örneklemede tekrar yakalananlara ve ikinci örneklemede yakalananlara 1 değeri eklenerek $(m_2+1, n_2 + 1)$ yansız ve daha iyi bir tahmin edici elde edilmiştir (22).

Bailey yöntemi ile anakütle büyüklüğünün tahmini;

$$\hat{N}_{BL} = \frac{n_1(n_2+1)}{(m_2+1)} \quad (2.3.1)$$

eşitlik (2.3.1) ile hesaplanır.

Bailey yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı

$$\text{Var}(\hat{N}_{BL}) = \frac{n_1^2(n_2+1)(n_2-m_2)}{(m_2+1)^2(m_2+2)} \quad (2.3.2)$$

eşitlik (2.3.2) ile hesaplanır.

Bailey yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün standart hatası,

$$SH_{BL} = \sqrt{\frac{n_1^2(n_2+1)(n_2-m_2)}{(m_2+1)^2(m_2+2)}} \quad (2.3.3)$$

eşitlik (2.3.3) ile hesaplanır.

Bailey yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün güven aralığı,

$$GA_{BL} = \hat{N}_{BL} \pm Z_{\alpha/2} SH_{BL}$$

$$\hat{N}_{BL} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{n_1^2(n_2+1)(n_2-m_2)}{(m_2+1)^2(m_2+2)}} \quad (2.3.4)$$

eşitlik (2.3.4) ile hesaplanır (9, 20, 21).

2.1.2. İki den Fazla Kaynak için Yakalama Tekrar Yakalama Yöntemleri

Anakütlerdeki tüm birimlerin, yakalanma şanslarının eşit olduğu ve iki örnekleme evresinde değişmediği, anakütlenin artış ve azalışa kapalı olduğu varsayımlarına dayanan Lincoln – Petersen yöntemi, kullanım kolaylığı getirmesine rağmen, büyük bir eksiklik oluşturmaktadır. Bu eksikliği, Schnabel tamsayımı (Census) Lincoln – Petersen yöntemini **k** örnekleme genelleştirmesi ile giderilmiştir (18).

İlk örneklemeden sonra anakütleden tekrar alınan örneklem içerisindeki işaretli ve işaretli birimlerin sayıları kaydedilir ve işaretli birimler işaretlenerek tüm birimler anakütlede tekrar dahil edilir (5, 23, 24). Bu işlem **k** kez tekrarlandığında **k**-örnek yakalama-tekrar yakalama yöntemi ya da ardışık yakalama-tekrar yakalama yöntemi olarak adlandırılır. Bu işaretleme işlemi anakütle içerisindeki işaretli birimlerin sayısında artış oluşturur ve birimler işaretli ve işaretli olmak üzere anakütle içerisinde iki türe ayrılır. Böylece **t** hacimli bir örnekte, **r** tane işaretli ve **n – r** tane işaretli birim oluşturur (24).

Bazı araştırmacılar, imkanlar elverirse, daha iyi tahmin elde etmek için çok kaynaklı modeller üzerinde çalışırlar. Schnabel yöntemi ve Schumacher – Eschmeyer yöntemi geliştirilen çok kaynaklı yöntemlerdendir (2, 25).

k-örnek yakalama-tekrar yakalama yönteminin gerçekleştirilebilmesi veya bu yöntemle elde edilen bilgilerin kullanılabilmesi şu varsayımların gerçekleşmesine bağlıdır.

- i. Örneklem alınacak anakütle coğrafik ve demografik olarak kapalıdır.
- ii. Örneklem alınacak anakütlerde, işaretli veya işaretli birimlerin her örnekleme eşit yakalanma şansına sahiptir.

- iii. İşaretler kalıcı ve tespit edicidir.
- iv. Örnekler birbirinden bağımsızdır.

2.1.2.1. Schnabel Yöntemi

Schnabel tam sayımları, ikiden fazla ardışık örnek alındığında kapalı anakütle olması durumlarda uygulanan bir yöntemdir (25).

Lincoln - Petersen modeli her yakalama döneminde, eşit şans olarak yakalama şansı varsayan model gibi geçmişteki modellere dayanarak Schnabel modelin temeli oluşturulmuştur. Schnabel, iki kaynağa yönelik olan Lincoln - Petersen yöntemini ikiden fazla kaynak kullanımı için genelleştirmiştir (2, 18, 23).

Schnabel tam sayımında bir anakütleden ardışık olarak bağımsız rasgele örneklemeler çekilir ve son örneklem dışında her örneklemde bulunan işaretli birimlere işaret verilir.

Schnabel, çoklu örnekleme, Lincoln – Petersen'nin serisi olarak kullanmıştır. Yöntemde Lincoln – Petersen tahminlerinin ağırlıklı ortalaması olarak anakütle tahmin edilmektedir (23, 24).

Tablo-2: Schnabel yöntemine ait tablo yapısı

Örneklem	Örneklem toplamı	İşaretli birim sayısı	Yeni işaretlenen (işaretsiz yakalanan)	Örneklemden önceki işaretli birim sayısı
I. yakalama	C_1	R_1	U_1	M_1
II. yakalama	C_2	R_2	U_2	M_2
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
t. yakalama	C_t	R_t	U_t	M_t

C_t : t. örnekleme yakalanan birimlerin sayısı,

R_t : t. örneklem yakalandığında işaretli bulunan birimlerin sayısı,

U_t : t. örnekleme işaretsiz bulunan ve işaret edildikten sonra anakütleye iade edilen birim sayısı,

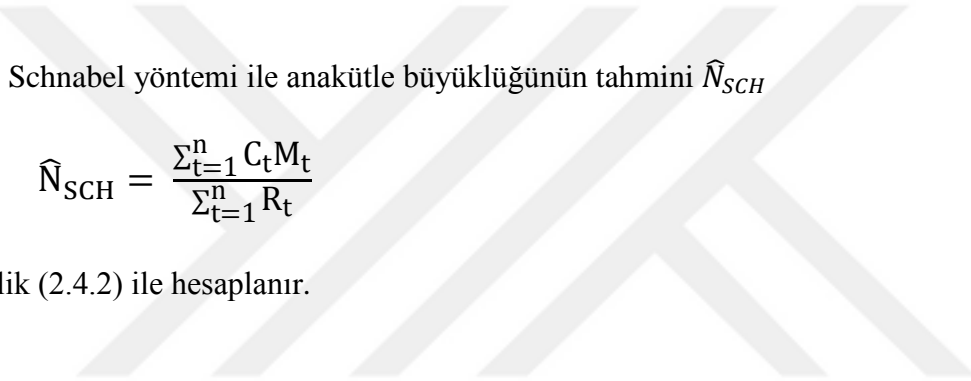
M_t : t. örnekleme yakalamadan önce anakütledeki işaretli birimlerin sayısı,

n: Toplam örneklem sayısı, $t = 1, 2, \dots, s$

$$M_t = \sum_{t=1}^{n-1} U_t \quad (2.4.1)$$

$C_t = R_t + U_t$ (işaretli ya da işaretli birimlerde ölüm gibi normal olmayan bir durum gözlenirse U_t sayısından çıkartılır.)

Schnabel, Lincoln – Petersen yöntemini bir serisi olarak ikiden fazla örnekleme kullanmış ve anakütle büyüklüğünü bir Lincoln – Petersen yönteminin ağırlıklı ortalaması olarak elde etmiştir (23).



Schnabel yöntemi ile anakütle büyüklüğünün tahmini \hat{N}_{SCH}

$$\hat{N}_{SCH} = \frac{\sum_{t=1}^n C_t M_t}{\sum_{t=1}^n R_t} \quad (2.4.2)$$

eşitlik (2.4.2) ile hesaplanır.

Her bir örnekten yakalananların anakütlenin tamamına oranı (C_t / \hat{N}_{SCH}) ve işaretlenenlerin anakütlenin tamamına oranı $(\frac{M_t}{\hat{N}_{SCH}})$ 0.1'den küçük ise eşitlik (2.4.3) kullanılarak daha iyi bir tahmin vermektedir (23).

$$\hat{N}_{SCH} = \frac{\sum_{i=1}^n C_i M_i}{\sum_{i=1}^n R_i + 1} \quad (2.4.3)$$

Schnabel yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı,

$$Var\left(\frac{1}{\hat{N}_{SCH}}\right) = \frac{\sum R_t}{(\sum C_t M_t)^2} \quad (2.4.4)$$

eşitlik (2.4.4) ile hesaplanır.

Schnabel yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün standart hatası,

$$SH_{SCH} = \sqrt{\frac{1}{\hat{N}_{SCH}}} = \sqrt{\frac{\sum R_t}{(\sum C_t M_t)^2}} \quad (2.4.5)$$

eşitlik (2.4.5) ile hesaplanır.

Schnabel yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün güven aralığı (GA),

$$GA = \frac{1}{\hat{N}_{SCH}} \pm t_{\frac{\alpha}{2}; (n-1)} SH_{SCH} = \frac{1}{\hat{N}_{SCH}} \pm t_{\frac{\alpha}{2}; (n-1)} \sqrt{\frac{\sum R_t}{(\sum C_t M_t)^2}} \quad (2.4.6)$$

eşitlik (2.4.6) ile hesaplanır (2, 23).

2.1.2.2. Schumacher-Eschmeyer Yöntemi

Schumacher ve Eschmeyer tarafından tasarlanan çoklu örnekleme yöntemi en küçük kareler teorisine dayanmaktadır. Bu yöntem ile her bir örnekleme döneminde elde edilen oranları, her bir örneklemin ağırlığının, örneklemdaki birim sayısı ile doğru orantılı olduğunu varsayarak örneklemin büyüklüğüne göre ağırlıklandırılır (13).

Schumacher – Eschmeyer yöntemi ile anakütle büyüklüğünün tahmini \hat{N}_{SCHM} ,

$$\hat{N}_{SCHM} = \frac{\sum_{t=1}^n (C_t M_t^2)}{\sum_{t=1}^n (R_t M_t)} \quad (2.5.1)$$

eşitlik (2.5.1) ile hesaplanır.

Schumacher – Eschmeyer yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı,

$$Var(1/\hat{N}_{SCHM}) = \frac{\sum (R_t^2 / C_t) - [(\sum R_t M_t)^2 / \sum C_t M_t^2]}{(n-2) \sum (C_t M_t^2)} \quad (2.5.2)$$

eşitlik (2.5.2) ile hesaplanır (6, 13).

Schumacher – Eschmeyer yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün standart hatası,

$$SH_{SCHM}(1/\hat{N}_{SCHM}) = \sqrt{Var(1/\hat{N}_{SCHM})} \quad (2.5.3)$$

eşitlik (2.5.3) ile hesaplanır.

Schumacher – Eschmeyer yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün güven aralığı (GA),

$$GA\left(\frac{1}{\hat{N}_{SCHM}}\right) = \sqrt{\frac{1}{\hat{N}_{SCHM}}} \pm t_{\frac{\alpha}{2},(n-1)} \sqrt{Var(1/\hat{N}_{SCHM})} \quad (2.5.4)$$

eşitlik (2.5.4) ile hesaplanır (2, 23).

2.2. Açık Kaynak Yakalama Tekrar Yakalama Yöntemleri

Anakütle doğum, içe göç gibi artışlarla veya ölüm, dışa göç gibi azalışlarla değişim gösteriyorsa açık anakütle olarak kabul edilir (13, 14, 26).

Açık anakütle yöntemlerinde, anakütlenin sürekli değişim nedeniyle daha iyi tahmin yapabilmek için ikiden fazla kaynak kullanması gerekmektedir (26).

2.2.1. Jolly – Seber Yöntemi

Jolly-Seber tahmin yöntemi, Jolly ve Seber'in büyük anakütleleri tahmin etme yönündeki ilgileriyle ortaya çıkmıştır. Bu yöntem Schnabel yönteminde olduğu gibi ikiden fazla örneklem durumunda uygulanmaktadır; fakat Jolly – Seber yönteminin Schnabel yönteminden farkı açık anakütleler için tasarlanmış olmasıdır (17).

Jolley Seber yöntemi anakütlenin değişmeye açık olmasından kaynaklanan artış ve azalışları bir parametre olarak varsayılmaktadır. Anakütledeki değişimleri (iç-dış göç, doğum-ölüm) yok saymak anakütle parametrelerinin yanlı olarak tahminine neden olmaktadır (9).

Anakütle büyüklüğünün tahmini için kullanılan Jolly-Seber yöntemi Tablo-3'teki örnek üzerinden açıklanacaktır.

Tablo-3: Anakütleden 11 yakalama tekrar yakalama sonucu elde edilen örneklem verisi görülmektedir (23)

Son yakalama dönemi	Yakalama dönemi											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
1		15	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2			15	0	1	0	0	0	0	0	0	0
3				37	2	0	0	0	0	0	0	0
4					61	4	1	1	0	0	0	0
5						75	3	2	0	0	0	0
6							77	4	0	0	0	0
7								69	0	0	0	0
8									8	1	0	0
9										14	0	0
10											19	0
Toplam işaretlenen (m_t)	0	15	16	37	64	79	81	76	8	15	19	0
Toplam işaretli (u_t)	22	26	32	45	25	22	26	15	11	12	3	0
Toplam yakalanan (n_t)	22	41	48	82	89	101	107	91	19	27	22	0
Toplam iade edilen (s_t)	21	41	46	82	88	99	106	90	19	26	22	0

(Tablo-3: Krebs J. C. Ecological Methodology Second Edition. University of British Columbia kaynağından alınmıştır.)

k : çalışmadaki örneklem sayısı ($t = 1, \dots, k$)

m_t : t . örneklemde yakalanan işaretli birimlerin sayısı

u_t : t . örneklemde yakalanan işaretli olmayan birim sayısı

n_t : t . örneklemde yakalanan toplam birim sayısı ($m_t + u_t$)

s_t : t . örneklemden sonra anakütleyle geri bırakılan birim sayısı (n_t - yaralanma, ölüm ya da işaretlenmenin silinmesi)

r_t : t . örneklemde yakalanıp s_t olarak geri bırakılan birimlerden sonraki örneklemde tekrar yakalananların sayısı ($t = 1 \dots (k - 1)$)

z_t : t . örnekleminden önce işaretlenmiş, t örneklemde yakalanmamış ancak sonraki örneklemde yakalanmış birimlerin sayısını gösterir (27).

Tablo-3'te birinci örneklem aynı zamanda başlangıç olduğundan toplam yakalanan işaretli birim sayısı her zaman sıfır olur. İşaretsiz sayısı olan 22 ise aynı zamanda yakalanan birim sayısı olmuştur. Anakütleye iade edilen birim sayısı 21 olup örneklemde 1 birim ölüm ya da başka sebeplerden dolayı anakütleye iade edilememiştir.

Anakütle büyüklüğün tahmini:

$$\text{Anakütle büyüklüğü} = \frac{\text{işaretili birimlerinin anakütle büyüklüğü}}{\text{işaretili birimlerin oranı}}$$

eşitlikte verilen ilişki ile hesaplanır.

Jolly – Seber yöntemi anakütle tahmininin yansıma kayıp oranı, sağkalım oranı, seyreltme oranı, birliktelik varyans tahmini (associated variance) için formüllerini sunmaktadır.

t. zamanda işaretlenen birimlerin oranı $\hat{\alpha}_t$:

$$\hat{\alpha}_t = \frac{m_{t+1}}{n_{t+1}} \quad (3.1.1)$$

eşitlik (3.1.1) ile hesaplanır.

Burada +1 küçük örneklem için yanlışlığın düzeltilmesidir.

\hat{M}_t , t. örneklem döneminden önce tahmin edilen işaretli birimlerin sayısı:

$$\hat{M}_t = \frac{(s_{t+1})z_t}{r_{t+1}} + m_t \quad (3.1.2)$$

eşitlik (3.1.2) ile hesaplanır.

\hat{M}_t , t. örnekleme yapılmadan önceki işaretli birim sayısının tahmini ve t zamanındaki birim sayısının tahminidir. Bu tahmin ilk ve son örneklemeler haricindeki tüm örneklemelerde hesaplanır.

\hat{N}_t , t-inci örneklemeden önce tahmin edilen anakütle büyüklüğü olup

$$\hat{N}_t = \frac{\hat{M}_t}{\hat{\alpha}_t} = \frac{(n_t+1)\hat{M}_t}{m_t+1} \quad (3.1.3)$$

eşitlik (3.1.3) ile hesaplanır (26, 27).

Sağkalım olasılığı,

t. dönemden (t+1). döneme sağkalım olasılığı ϕ_t ,

$$\phi_t = \frac{(t+1)\text{-inci örnekleme başında işaretli birimlerin sayısı}}{t \text{ dönemin sonunda işaretli birimlerin sayısı}} \quad (3.1.4)$$

eşitlik (3.1.4) ile hesaplanır.

Yeni birimleri işaretlenip anakütleyle iade edilirken her örnekleme dönemi boyunca işaretlenen birimlere ilave edilir. Böylece, t örnekleme sonunda işaretlenen birimlerin sayısı, t örnekleme dönemin başında var olan birimler ile t örnekleme sırasında yeni işaretlenen birimlerin toplamını içerir.

t dönemindeki tüm beklenmeyen ölümleri ya da çalışmadan çıkan birimleri dikkate alarak sağkalım olasılığına ait düzeltme,

$$\hat{\phi}_t = \frac{\hat{M}_{t+1}}{\hat{M}_{t+(s_t-m_t)}} \quad (3.1.5)$$

eşitlik (3.1.5) ile verilen formül ile hesaplanır (23, 26).

Sağkalım olasılığı sadece işaretlenen birimlerden hesaplanır. Bu kapsamda, çalışma alanında sağkalım olasılığı hakkında bilgi verir. Göç eden ve ölen birimleri aynı şekilde değerlendirilip kayıplar olarak sayılır.

Anakütlerde doğum veya göç ile artışlar olduğunda eklenen oran, seyreltme oranı (λ_t , dilution rate) olarak adlandırılır.

λ_t : t – inci dönem örneklemeden (t + 1.) dönem örnekleme seyreltme oranı

$$\lambda_t = \frac{\text{(t+1) döneminde anakütle büyüklüğü}}{\text{(t+1) döneminde beklenen anakütle büyüklüğü}} \quad (3.1.6)$$

eşitlik (3.1.6) ile hesaplanır.

Hiç artış olmadığında beklenen anakütle büyüklüğü;

$$\begin{aligned} &\{(t + 1) döneminde anakütle büyüklüğü\} = \\ &\left\{ \begin{array}{l} \text{((t + 1.) döneminde sağkalım olasılığı) *} \\ \text{(t. dönemde anakütle büyüklüğü)} \end{array} \right\} \end{aligned} \quad (3.1.7)$$

Beklenmeyen ölümler için düzeltildiğinde,

$$\hat{\lambda}_t = \frac{\hat{N}_{t+1}}{\hat{\Phi}_t(\hat{N}_t - (n_t - s_t))} \quad (3.1.8)$$

eşitlik (3.1.8) ile hesaplanır.

Hiç artış olmadığında, seyreltme oranının teorik olarak en küçük değerinin olan 1 olması beklenir.

Anakütle tahminlerinin bir serisinden anakütle değişimi,

$$\Phi_t \lambda_t = \frac{N_{t+1}}{N_t} \quad (3.1.9)$$

eşitlik (3.1.9) ile hesaplanır.

Hiç kayıp olmaması durumunda ($\phi_t = 1$) ve hiç artış olmazsa ($\lambda_t = 1$) anakütle büyüklüğü sabit kalmaktadır.

β_t ve $\hat{\beta}_t$ eşitlik (3.1.10) ve (3.1.11) olarak tanımlanırsa,

$$\beta_t = \left\{ \begin{array}{l} \text{t ile t + 1 döneminde anakütlede giren bireyler ve} \\ \text{t + 1 döneminde hayatta olan bireyler} \end{array} \right\} \quad (3.1.10)$$

$$\hat{\beta}_t = \hat{N}_{t+1} - \hat{\varnothing}_t(\hat{N}_t - n_t + s_t) \quad (3.1.11)$$

Anakütle artış oranı, birimlerin sayısı olarak da ifade edilebilir.

\hat{N}_t , $\hat{\varnothing}_t$, λ_t ve $\hat{\beta}_t$ 'nin tahmin edicileri bir anakütledeki olaylardan bağımsız olmamakla birlikte, hepsi birbiri ile bağımlı olduğundan, bir tanesinin kötü tahmin edilmesi diğerlerini de olumsuz etkiler.

Anakütle büyüklüğü \hat{N}_t ve seyreltme oranı λ_t birinci ve son örneklem için hesaplanamaz. Ek olarak, son örneklemeden bir önceki sağkalım olasılığı ($\hat{\varnothing}_{s-1}$) için tahmin edilemez. Bu nedenle Jolly-Seber modeli kullanılarak yapılan anakütle büyüklüğü çalışmalarının, ilgilenilen çalışma döneminden önce başlaması ve istenilen dönemden en az iki örneklem daha fazla planlaması önerilmektedir (23).

Jolly – Seber'in anakütle büyüklüğü tahminine ait \hat{N}_t güven sınırları,

$$T_1(\hat{N}_t) = \log_e \left[\frac{\sqrt{(1-p_t/2)+(1-p_t)}}{2} \right] \quad (3.1.12)$$

$$p = \frac{n_i}{\hat{N}_t} = \frac{\text{t örneklem döneminde yakalanan birimlerin toplamı}}{\text{t dönemde tahmin edilen anakütle büyüklüğü}}$$

ile dönüştürülürse,

Dönüşümün varyansı,

$$\text{Var}[T_1(\hat{N}_t)] = \left(\frac{\bar{M}_t - m_t + s_t + 1}{\bar{M}_{t+1}} \right) \left(\frac{1}{R_{t+1}} - \frac{1}{s_{t+1}} \right) + \left(\frac{1}{m_{t+1}} - \frac{1}{n_{t+1}} \right) \quad (3.1.13)$$

eşitlik (3.1.13) ile hesaplanır (26).

Standart sapması,

$$S = \sqrt{\text{Var}[T_1(\hat{N}_t)]} = \sqrt{\left(\frac{\bar{M}_t - m_t + s_t + 1}{\bar{M}_{t+1}} \right) \left(\frac{1}{R_{t+1}} - \frac{1}{s_{t+1}} \right) + \left(\frac{1}{m_{t+1}} - \frac{1}{n_{t+1}} \right)} \quad (3.1.14)$$

eşitlik (3.1.14) ile hesaplanır.

T_1 için %95 güven sınırları,

$$T_{1L} = T_1(\hat{N}_t) - 1.6 \sqrt{\text{var}[T_1(\hat{N}_t)]} \quad (3.1.15)$$

$$T_{1U} = T_1(\hat{N}_t) + 2.4 \sqrt{\text{var}[T_1(\hat{N}_t)]} \quad (3.1.16)$$

\hat{T}_{1L} : T_1 'in alt güven sınırı,

\hat{T}_{1U} : T_1 'in üst güven sınırı

olmak üzere,

Anakütle için güven sınırları,

$$\frac{(4L+n_t)^2}{16L} < \hat{N}_t < \frac{(4U+n_t)^2}{16U} \quad (3.1.17)$$

$$L = e^{T_{1L}}$$

$$U = e^{T_{1U}}$$

$$e = 2.71828 \dots$$

şeklinde oluşturulur.

Sağkalım olasılığı için güven sınırların oluşturulması;

Sağkalım olasılığın tahmini $\hat{\vartheta}_t$ aşağıdaki şekilde dönüştürülürse,

$$T_2 = \log e^{\left(\frac{1 - \sqrt{1 - A_t \vartheta_t}}{1 + \sqrt{1 - A_t \vartheta_t}} \right)} \quad (3.1.18)$$

Burada A_t ,

$$A_t = \frac{C_t}{B_t + C_t}, \quad (3.1.9)$$

$$B_t = \left\{ \begin{aligned} & \left[\frac{(\hat{M}_{t+1} - m_{t+1})(\hat{M}_{t+1} - m_{t+1} + s_{t+1} + 1)}{(\hat{M}_{t+1} + 1)^2} \right] \times \left(\frac{1}{R_{t+1} + 1} - \frac{1}{s_{t+1} + 1} \right) \\ & + \left(\frac{\hat{M}_{t+1} - m_{t+1} + 1}{\hat{M}_t - m_t + s_t + 1} \times \left[\left(\frac{1}{R_{t+1}} - \frac{1}{s_{t+1}} \right) \right] \right) \end{aligned} \right\} \quad (3.1.20)$$

$$C_t = \frac{1}{\hat{M}_{t+1} + 1} \quad (3.1.21)$$

olmak üzere,

T_2 için güven sınırları,

$$\text{Alt güven sınırı: } \hat{T}_{2L} = T_2(\hat{\vartheta}_t) - 1.9 \sqrt{\text{Var}[T_2(\hat{\vartheta}_t)]} \quad (3.1.22)$$

$$\text{Üst güven sınırı: } \hat{T}_{2U} = T_2(\hat{\vartheta}_t) + 2.1 \sqrt{\text{Var}[T_2(\hat{\vartheta}_t)]} \quad (3.1.23)$$

eşitlik (3.1.22) ve (3.1.23) şeklinde oluşturulur.

Sağkalım olasılığı için güven sınırları,

$$\frac{1}{A_t} \left[1 - \frac{(1-L)^2}{(1+L)^2} \right] < \hat{\Phi}_t < \frac{1}{A_t} \left[1 - \frac{(1-U)^2}{(1+U)^2} \right] \quad (3.1.24)$$

Burada,

$$\text{Alt} \rightarrow L = e^{T_2 L}$$

$$\text{Üst} \rightarrow U = e^{T_2 U}$$

A_t ise eşitlik (3.1.19) ile verildiği gibi, eşitlik (3.1.24) şeklinde oluşturulur (23, 27).



3. GEREÇ VE YÖNTEM

Tez çalışmasının amacı iki kaynak yakalama tekrar yakalama yöntemlerinden Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemlerinin örnekleme büyüklüğüne göre performanslarının incelenmesi ve uygulama olarak da Uludağ Üniversitesi öğrencilerine anket uygulanarak yakalama tekrar yakalama yöntemiyle en az bir engelli birim olan çekirdek ve geniş aile sayısını tahmin etmektir (EK1). Amaç doğrultusunda kapalı iki kaynaklı yakalama tekrar yakalama yöntemleri uygulanmıştır.

Çalışmada çekirdek aile olarak kendisi, annesi, babası, kız kardeşi ve erkek kardeşi olarak tanımlanmıştır. Geniş aile ise, kendisi, annesi, babası, kız kardeşi, erkek kardeşi, annesinin annesi, annesinin babası, babasının annesi, babasının babası, teyzesi, dayısı, halası, amcası, kuzenleri, yeğenleri olarak tanımlanmıştır.

Engellik: Doğuştan veya sonradan herhangi bir hastalık veya kaza sonucu bedensel, zihinsel, ruhsal, duygusal ve sosyal yetilerini çeşitli derecelerde kaybetmiş, normal yaşamın gereklerine uyamayan kişilerdir (28).

Engellilik, genellikle bir kişinin faaliyetlerini sınırlayan bir bedensel, zihinsel veya ruhsal durum olarak tanımlanmıştır (29).

Çalışma kapsamında engellilik durumları olarak, ortopedik, görme, işitme, dil ve konuşma ve zihinsel özür olmak üzere beş grupta değerlendirilmiştir.

- i. **Ortopedik engelli:** Kas ve iskelet sisteminde yetersizlik, eksiklik ve fonksiyon kaybı olan kişidir. El, kol, ayak, bacak, parmak ve omurgalarında, kısalık, eksiklik, fazlalık, yokluk, hareket kısıtlılığı, şekil bozukluğu, kas güçsüzlüğü, kemik hastalığı olanlar, felçliler, Serabral Palsi, spastikler ve sipina bifida olanlar bu gruba girmektedir.
- ii. **Görme engelli:** Tek veya iki gözünde tam veya kısmi görme kaybı veya bozukluğu olan kişidir. Görme kaybıyla birlikte göz protezi kullananlar, renk körlüğü, gece körlüğü olanlar bu gruba girer.
- iii. **İşitme engelli:** Tek veya iki kulağında tam veya kısmi işitme kaybı olan kişidir. İşitme cihazı kullananlar da bu gruba girmektedir.
- iv. **Dil ve Konuşma engelli:** Herhangi bir nedenle konuşamayan veya konuşmanın hızında, akıcılığında, ifadesinde bozukluk olan ve ses bozukluğu olan kişidir. İşittiği

halde konuşamayan, gırtlaklı alınanlar, konuşmak için alet kullananlar, kekemeler, afazi, dil-dudak-damak-çene yapısında bozukluk olanlar bu gruba girmektedir.

- v. **Zihinsel engelli:** Çeşitli derecelerde zihinsel yetersizliği olan kişidir. Zeka geriliği olanlar (mental retardasyon), Down Sendromu, Fenilketonüri (zeka geriliğine yol açmışsa) bu gruba girmektedir (28).

Anket uygulaması için Uludağ Üniversitesi Etik Kurul'undan izin alınmıştır (Etik kurul no: 2015-13/5).

3.1. Yakalama ve Tekrar Yakalama için Anket Uygulaması

3.1.1. Örneklem Büyüklüğü

Uludağ Üniversitesi Görükle Kampüsü'nde okuyan öğrenci sayısı $N=38258$ ve Türkiye'deki engelli oranı 0.026 dır (30). Bu bilgiler referans alınarak, örneklem büyüklüğü $\alpha = 0.05$ anlam seviyesinde $d=0.01$ düzeyinde $n=1000$ olarak hesaplanmıştır. Hem yakalama hem de tekrar yakalama için iki örneklemede $n=1000$ birimlik örnek alınmıştır.

3.1.2. Yakalama ve Tekrar Yakalama Süreçlerinin Uygulanması

İki kaynaklı Yakalama Tekrar Yakalama Yöntemini uygulayabilmek için temel varsayımları, örneklemelerin birbirinden bağımsız olması, her birimin her örneklemeğe eşit şansla dâhil olması, birinci örneklemede alınan ve işaretlenen birimlerin ikinci örnekleme alındığında eşlenebilir olması ve örnekleme dönemi boyunca anakütlenin artışa ya da azalışa kapalı olması şeklindedir. Bu varsayımlar dikkate alınarak yakalama ve tekrar yakalama süreçlerinde anket uygulaması Uludağ Üniversitesi Görükle Kampüsü'nde 2015 – 2016 öğretim yılı güz döneminde yapılmıştır.

Araştırmaya katılmayı kabul eden öğrencilere yapılan anket uygulaması, yakalama ve tekrar yakalama sürecinde aynı anketörler aynı konumlarda yapılmıştır. Anket uygulama konumları olarak üç otobüs durağı (kütüphane otobüs durağı, yurt otobüs durağı, oditoryum otobüs durağı) ve üniversite metro durağı seçilmiştir.

Yakalama ve tekrar yakalama süreçleri hafta sonları hariç olmak üzere 2 hafta olarak uygulanmıştır. Yakalama ve tekrar yakalama süreçleri arasında 3 haftalık ara verilmiştir.

3.1.3. Eşleşme Süreci:

Tekrar yakalama sürecinde “En az iki hafta önce bu anket size uygulandı mı?” sorusuna “evet” cevabını verenler ayrılarak, anketteki aşağıdaki sorulara göre eşleme yapılmıştır:

Eşleştirme aşamaları:

- i. Cinsiyet,
- ii. Doğum tarih gün,
- iii. Doğum tarih ay,
- iv. Sigara kullanma durumu,
- v. Ailenin ikamet ettiği ilin plaka kodu,
- vi. Ailenin ikamet ettiği ilin ilçesi,
- vii. Öğrenci adının ilk harfi,
- viii. Öğrenci soyadının son harfi,
- ix. Öğrencinin okumakta olduğu bölümü,
- x. Öğrencinin üniversiteye giriş yılı.

Birinci ve ikinci örnekleme yakalanma durumlarını betimlemek için Tablo-4 oluşturulmuştur.

Tab-4: Yakalama Tekrar Yakalama frekans tablosu

Birinci örneklem	İkinci örneklem	Sayısı
1	1	x
1	0	y
0	1	z

Tablo-4'te;

1: Yakalanan birim,

0: Yakalanmayan birim,

x : Her iki örnekleme yakalanan birimlerin sayısı

y : Sadece birinci örnekleme yakalanan birimlerin sayısı

z : Sadece ikinci örnekleme yakalanan birimlerin sayısı olmak üzere üç gruba ayırmıştır.

$x, y, ve z$ değerleri kullanarak en az bir engelli olan çekirdek ve geniş aile sayıları Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemleri ile tahmin edilmiştir.

3.2. Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey Yöntemlerinin Örneklem Büyüklüğüne Göre Karşılaştırılması

Anket çalışmasında, 528 geniş ailede engelli olarak belirlenen 1953 birim varsayımsal anakütle olarak kabul edildi. Varsayımsal anakütleden rastgele olarak Tablo-4'de belirtilen örneklem büyüklüğünde örneklemeler alınarak Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemlerinin “Hata Kareler Ortalaması”

$$HKO = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{N}_i - N)^2}{n}$$

ölçütüne göre performansları karşılaştırılmıştır. Hatalar Kareler Ortalamasının (HKO) hesaplanmasında 200 tekrarlı simülasyon çalışması yapılmıştır. Simülasyonda tahminci hesaplanması mümkün olmadığında ilgili deneme tekrarlanmıştır.

Tablo-5: HKO karşılaştırmak için yapılan senaryolar

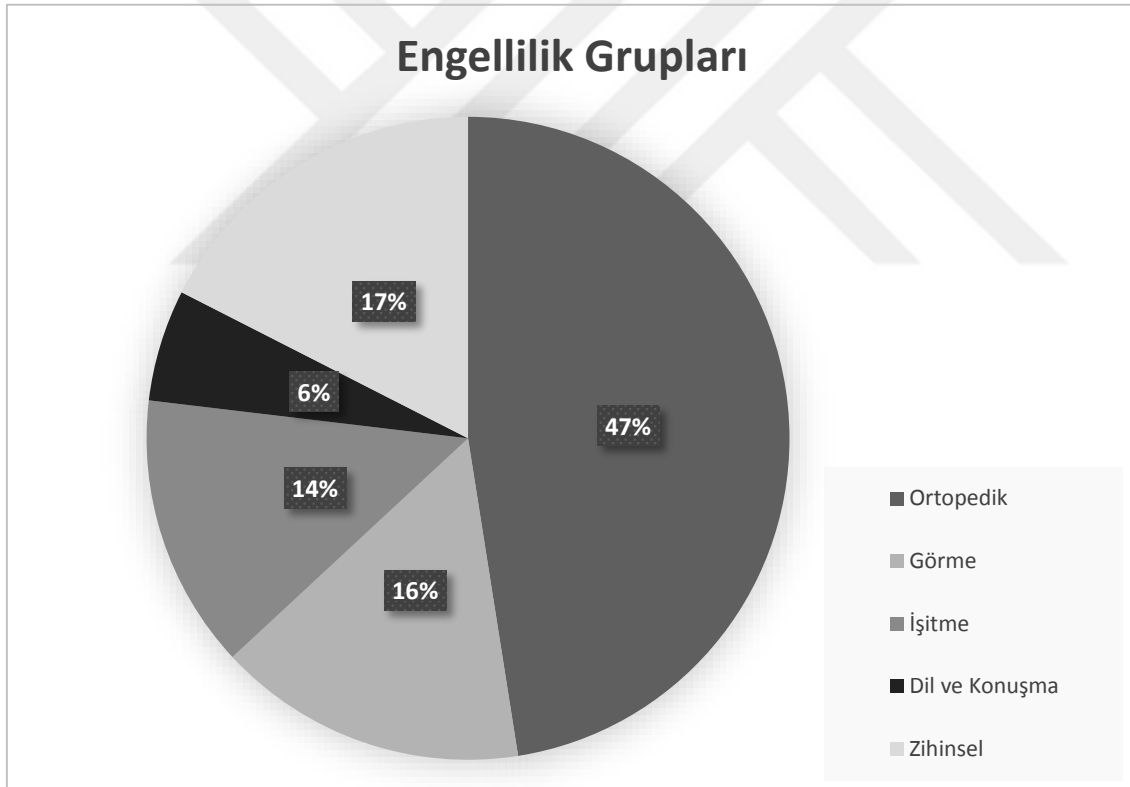
I. Örneklem (Yakalama)	II. Örneklem (Tekrar Yakalama)
50	25
	50
100	25
	50
	100
250	25
	50
	100
	250
500	25
	50
	100
	250
	500
750	25
	50
	100
	250
	500
	750
1000	25
	50
	100
	250
	500
	750
	1000

4. BULGULAR

4.1. Veri toplanan birimlere ait betimleyici bilgiler

Anketi yanıtlayan 1953 (kadın: 1206, %62; erkek: 746, %38) öğrencinin en az bir engelli olan çekirdek aile sayısı 97 ve geniş aile sayısı 528'dir.

Belirlenen engelli gruplarının dağılışı, ortopedik engelli sayısı 372 (%47), görme engelli 122 (%16), işitme engelli 108 (%14), dil ve konuşma 44 (%6) ve zihinsel engelli 137 (%17) şeklindedir (Şekil-2).



Şekil-2: Engellilik gruplarına göre dağılım

Anketi yanıtlayanların illere göre dağılışı Tablo-6'da verilmiştir.

Tablo-6: Örnekleme alınan öğrencilerin illere göre dağılımı

İL	n(%)	İL	n(%)	İ-L	n(%)
Adana	16(%0.82)	Giresun	6(%0.31)	Samsun	18(%0.92)
Adıyaman	10(%0.51)	Gümüşhane	1(%0.31)	Siirt	3(%0.15)
Afyon	11(%0.56)	Hakkâri	3(%0.15)	Sinop	2(%0.10)
Ağrı	2(%0.10)	Hatay	10(%0.51)	Sivas	8(%0.41)
Amasya	3(%0.15)	Isparta	1(%0.05)	Tekirdağ	34(%1.74)
Ankara	47(%2.41)	Mersin	24(%1.23)	Tokat	13(%0.67)
Antalya	27(%1.38)	İstanbul	234(%0.12)	Trabzon	4(%0.20)
Artvin	6(%0.31)	İzmir	37(%1.89)	Tunceli	1(%0.05)
Aydın	26(%1.33)	Kars	2(%0.10)	Şanlıurfa	7(%0.36)
Balıkesir	54(%2.76)	Kastamonu	8(%0.41)	Uşak	6(%0.31)
Bilecik	15(%0.77)	Kayseri	7(%0.36)	Van	8(%0.41)
Bingöl	2(%0.10)	Kırklareli	12(%0.61)	Yozgat	10(%0.51)
Bitlis	5(%0.26)	Kırşehir	4(%0.20)	Zonguldak	19(%0.97)
Bolu	2(%0.10)	Kocaeli	35(%1.79)	Aksaray	3(%0.15)
Burdur	3(%0.15)	Konya	16(%0.82)	Bayburt	3(%0.15)
Bursa	877(%44.91)	Kütahya	17(%0.87)	Karaman	2(%0.10)
Çanakkale	21(%1.08)	Malatya	5(%0.26)	Kırıkkale	5(%0.26)
Çankırı	3(%0.15)	Manisa	31(%1.59)	Batman	5(%0.26)
Çorum	7(%0.36)	Kahramanmaraş	12(%0.61)	Şırnak	2(%0.10)
Denizli	6(%0.31)	Mardin	5(%0.26)	Bartın	6(%0.31)
Diyarbakır	15(%0.77)	Muğla	12(%0.61.)	Ardahan	2(%0.10)
Edirne	12(%0.61)	Muş	5(%0.26)	Iğdır	1(%0.05)
Elazığ	6(%0.31)	Nevşehir	2(%0.10)	Yalova	21(%1.08)
Erzincan	4(%0.20)	Niğde	3(%0.15)	Karabük	2(%0.10)
Erzurum	11(%0.56)	Ordu	15(%0.77)	Kilis	1(%0.05)
Eskişehir	14(%0.72)	Rize	2(%0.10)	Osmaniye	4(%0.20)
Gaziantep	15(%0.77)	Sakarya	19(%0.97)	Düzce	15(%0.77)

4.2. En az bir engelli olan çekirdek ailelerin anakütle büyüklüğünün belirlenmesi

En az bir engelli olan çekirdek ailelerin sayısının belirlenmesi için veri setinden oluşturulan kontenjan tablosu Tablo-7’de verilmiştir.

Tablo-7: Engelli birim olan çekirdek aile kontenjans tablosu

		II. Örneklem		Toplam
		Var	Yok	
I. Örneklem	Var	3	47	50
	Yok	47	?	?
Toplam		50	?	\hat{N}_i

İki örnekte yakalanmayan birimlerin anakütle büyüklüğünün tahmini,

$$\hat{m}_1 = \frac{(n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2} = \frac{(50 - 3)(50 - 3)}{3} = \frac{2209}{3} = 736.33$$

olarak hesaplanmıştır.

İki örneğin bağımsızlığı testi:

$$\frac{m_1 m_2}{(n_1 - m_2)(n_2 - m_2)} = \frac{736.33 * 3}{(50 - 3)(50 - 3)} = \frac{2208.99}{2209} \approx 1$$

Bağımsızlık test sonucu yaklaşık 1 olup, örneğin bağımsız olduğu kabul edilir (15).

4.2.1. Lincoln – Petersen yöntemi ile en az bir engelli olan çekirdek ailelerin anakütle büyüklüğünün tahmini

Lincoln – Petersen yöntemine göre Uludağ Üniversitesi Görükle kampüsünde okuyan öğrencilerin çekirdek ailelerinde en az bir engelli olan aile sayısının tahmini,

$$\hat{N}_{LP} = \frac{n_1 n_2}{m_2} = \frac{50 * 50}{3} = 833,33$$

olarak hesaplanmıştır.

Lincoln – Petersen yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı,

$$Var(\hat{N}_{LP}) = \frac{n_1 n_2 (n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2^3} = \frac{(50 * 50)(50 - 3)(50 - 3)}{3^3} = 204537.04$$

olarak hesaplanmıştır.

Lincoln – Petersen yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün standart hatası,

$$SH_{LP} = \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2^3}} = \sqrt{\frac{(50 * 50)(50 - 3)(50 - 3)}{3^3}} = 452.26$$

olarak hesaplanmıştır.

Lincoln – Petersen yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün %95 güven aralığı,

$$GA_{LP} = \hat{N}_{LP} \pm Z_{\alpha/2} \times SH_{LP} = \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2^3}} =$$
$$833.33 \pm 1.96 \sqrt{\frac{(50 \cdot 50)(50 - 3)(50 - 3)}{3^3}} =$$

(-53.09; 1719.76)

olarak hesaplanmıştır.

4.2.2. Chapman yöntemi ile en az bir engelli olan çekirdek ailelerin anakütle büyüklüğünün tahmini

Chapman yöntemine göre Uludağ Üniversite Görükle kampüsünde okuyan öğrencilerin çekirdek ailelerinde en az bir engelli olan aile sayısının tahmini,

$$\hat{N}_{CPM} = \frac{(n_1 + 1)(n_2 + 1)}{(m_2 + 1)} - 1 = \frac{(50 + 1) \cdot (50 + 1)}{3 + 1} - 1 =$$

649.25

olarak hesaplanmıştır.

Chapman yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı,

$$\text{Var}(\hat{N}_{CPM}) = \frac{(n_1 + 1)(n_2 + 1)(n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{[(m_2 + 1)^2(m_2 + 2)]} =$$
$$\frac{(50 + 1) \cdot (50 + 1) \cdot (50 - 3) \cdot (50 - 3)}{[(3 + 1)^2(3 + 2)]} = 71820.11$$

olarak hesaplanmıştır.

Chapman yöntemi ile tahmin edilen anakütle standart hatası,

$$SH_{CPM} = \sqrt{\frac{(n_1+1)(n_2+1)(n_1-m_2)(n_2-m_2)}{[(m_2+1)^2(m_2+2)]}}$$
$$\sqrt{\frac{(50+1)*(50+1)*(50-3)*(50-3)}{[(3+1)^2(3+2)]}} = 267.99$$

olarak hesaplanmıştır.

Chapman yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğü \hat{N}_{CPM} için güven aralığı %95,

$$GA_{CP} = \hat{N}_{CPM} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{(n_1+1)(n_2+1)(n_1-m_2)(n_2-m_2)}{[(m_2+1)^2(m_2+2)]}}$$
$$649.25 \pm 1.96 \sqrt{\frac{(50+1)*(50+1)*(50-3)*(50-3)}{[(3+1)^2(3+2)]}} =$$

(123,98; 1174,52)

olarak hesaplanmıştır.

4.2.3. Bailey yöntemi ile en az bir engelli olan çekirdek ailelerin anakütle büyüklüğünün tahmini

Bailey yöntemine göre Uludağ Üniversitesi Görükle kampüsünde okuyan öğrencilerin çekirdek ailelerinde en az bir engelli olan aile sayısının tahmini,

$$\hat{N}_{BL} = \frac{n_1(n_2 + 1)}{(m_2 + 1)} =$$
$$\frac{50(50 + 1)}{(3 + 1)} = 637.5$$

olarak hesaplanmıştır.

Bailey yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı,

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{N}_{BL}) &= \frac{n_1^2(n_2+1)(n_2-m_2)}{(m_2+1)^2(m_2+2)} = \\ &= \frac{50^2(50+1)(50-3)}{(3+1)^2(3+2)} = 74906.25 \end{aligned}$$

olarak hesaplanmıştır.

Bailey yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün standart hatası,

$$\begin{aligned} SH_{BL} &= \sqrt{\frac{n_1^2(n_2+1)(n_2-m_2)}{(m_2+1)^2(m_2+2)}} = \\ &= \sqrt{\frac{50^2(50+1)(50-3)}{(3+1)^2(3+2)}} = 273.69 \end{aligned}$$

olarak hesaplanmıştır.

Bailey yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğü \hat{N}_{BL} için %95 güven aralığı,

$$\begin{aligned} GA_{BL} &= \hat{N}_{BL} \pm z_{\alpha/2} sd_{BL} = \\ &= \hat{N}_{BL} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{n_1^2(n_2+1)(n_2-m_2)}{(m_2+1)^2(m_2+2)}} = \\ &= 637.5 \pm 1.96 \sqrt{\frac{50^2(50+1)(50-3)}{(3+1)^2(3+2)}} = \\ &= (101.07; 1173.93) \end{aligned}$$

olarak hesaplanmıştır.

4.2.4. Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemler ile çekirdek aileler için tahmin edilen değerlerin tablo üzerinde gösterimi

En az bir engelli olan çekirdek ailelerin Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemleri ile tahmin edilen anakütle büyüklüğü, standart hatası, güven aralıkları ve oranları Tablo-8’de verilmiştir.

Tablo-8: Tahmin edilen değerleri

Yöntemler	Lincoln – Petersen Yöntemi	Chapman Yöntemi	Bailey Yöntemi
\hat{N}	833.33	649.25	637.50
Standart hata	4552.26	267.99	273.69
%95 Güven aralığı	(-53.09; 1719.76)	(123.98; 1174.52)	(101.07; 1173.93)
En az bir engelli olan çekirdek aile oranı ($\hat{N}/38258$)	0.022	0.017	0.017

Uludağ Üniversitesi Görükle kampüsünde okuyan öğrenci sayısı $N=38258$ dikkate alınarak, öğrencilerin çekirdek ailelerinde en az bir engelli sahip olma oranları Lincoln - Petersen yönteminden yapılan tahmin sonucuna göre %2.2, Chapman yönteminde yapılan tahmin sonucuna göre %1.7 ve Bailey yöntemi kullanılarak yapılan tahmin sonucuna göre %1.7 olarak hesaplandı.

4.3. En az bir engelli olan geniş ailelerin anakütle büyüklüğünün belirlenmesi

En az bir engelli olan geniş ailelerin sayısının belirlenmesi için veri setinden oluşturulan kontenjans tablosu Tablo-9’da verilmiştir.

Tablo-9: Engelli birim olan geniş aile kontenjan tablosu

		II. Örneklem		
		Var	Yok	Toplam
I. Örneklem	Var	15	241	256
	Yok	272	?	?
Toplam		287	?	\hat{N}_1

İki örnekte yakalanmayan birimlerin anakütle büyüklüğünün tahmini,

$$\hat{m}_1 = \frac{(n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2} = \frac{(256 - 15)(287 - 15)}{15} =$$

4370.13

olarak hesaplanmıştır.

İki örneklemin bağımsızlığı testi:

$$\frac{m_1 m_2}{(n_1 - m_2)(n_2 - m_2)} = \frac{4370.13 * 15}{(256 - 15)(287 - 15)} = \frac{65551.95}{65552} \approx 1$$

Bağımsızlık testi yaklaşık 1 olup, örneklemelerin bağımsız olduğu kabul edilmiştir (15).

4.3.1. Lincoln – Petersen yöntemi ile en az bir engelli olan geniş aile anakütle büyüklüğünün tahmini

Lincoln – Petersen yöntemine göre Uludağ Üniversitesi Görükle kampüsünde okuyan öğrencilerin geniş ailelerinde en az bir engelli olan aile sayısının tahmini,

$$\hat{N}_{LP} = \frac{n_1 n_2}{m_2} = \frac{256 * 287}{15} = 4898.13$$

olarak hesaplanmıştır.

Lincoln – Petersen yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı,

$$\text{Var}(\hat{N}_{LP}) = \frac{n_1 n_2 (n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2^3} = \frac{256 * 287 (256 - 15)(287 - 15)}{15^3} =$$

1427033.05

olarak hesaplanmıştır.

Lincoln – Petersen yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün standart hatası:

$$SH_{CHM} = \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2^3}} = \sqrt{\frac{256 * 287 (256 - 15)(287 - 15)}{15^3}} =$$

1194.58

olarak hesaplanmıştır.

Lincoln – Petersen yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün %95 güven aralığı,

$$GA = \hat{N}_{CHM} \pm Z_{\alpha/2} SH_{LP} = \hat{N}_{CHM} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{m_2^3}} =$$

$$4898.13 \pm 1.96 \sqrt{\frac{256 * 287 (256 - 15)(287 - 15)}{15^3}} =$$

$$(2556.75; 7239.52)$$

olarak hesaplanmıştır.

4.3.2. Chapman yöntemi ile en az bir engelli olan geniş ailelerin anakütle büyüklüğünün tahmini

Chapman yöntemine göre Uludağ Üniversite Görükle kampüsünde okuyan öğrencilerin geniş ailelerinde en az bir engelli olan aile sayısının tahmini,

$$\hat{N}_{CPM} = \frac{(n_1 + 1)(n_2 + 1)}{(m_2 + 1)} - 1 =$$

$$\frac{(256 + 1) * (287 + 1)}{15 + 1} - 1 = 4625$$

Chapman yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı,

$$\text{Var}(\hat{N}_{CPM}) = \frac{(n_1 + 1)(n_2 + 1)(n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{[(m_2 + 1)^2 (m_2 + 2)]} =$$

$$\frac{(256 + 1)(287 + 1)(256 - 15)(287 - 15)}{[(15 + 1)^2 (15 + 2)]} = 1114866.00$$

olarak hesaplanmıştır.

Chapman yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün standart hatası:

$$SH_{CPM} = \sqrt{\frac{(n_1 + 1)(n_2 + 1)(n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{[(m_2 + 1)^2(m_2 + 2)]}} =$$
$$\sqrt{\frac{(256 + 1)(287 + 1)(256 - 15)(287 - 15)}{[(15 + 1)^2(15 + 2)]}} = 1055.87$$

olarak hesaplanmıştır.

Chapman yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğü \hat{N}_{CPM} için %95 güven aralığı,

$$\hat{N}_{CPM} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{(n_1 + 1)(n_2 + 1)(n_1 - m_2)(n_2 - m_2)}{[(m_2 + 1)^2(m_2 + 2)]}} =$$
$$4625 \mp 1.96 \sqrt{\frac{(256 + 1)(287 + 1)(256 - 15)(287 - 15)}{[(15 + 1)^2(15 + 2)]}}$$

%95(2555.49; 6694.51)

olarak hesaplanmıştır.

4.3.3. Bailey yöntemi ile en az bir engelli olan geniş ailelerin anakütle büyüklüğünün tahmini

Bailey yöntemine göre Uludağ Üniversite Görükle kampüsünde okuyan öğrencilerin geniş ailelerinde en az bir engelli olan aile sayısının tahmini,

$$\hat{N}_{BL} = \frac{n_1(n_2 + 1)}{(m_2 + 1)} =$$
$$\frac{256(287 + 1)}{(15 + 1)} = 4608$$

olarak hesaplanmıştır.

Bailey yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğünün varyansı,

$$\text{Var}(\hat{N}_{BL}) = \frac{n_1^2(n_2+1)(n_2-m_2)}{(m_2+1)^2(m_2+2)} = \frac{256^2(287+1)(287-15)}{(15+1)^2(15+2)} =$$

1179648.00

olarak hesaplanmıştır.

Bailey yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğün standart hatası,

$$SH_{BL} = \sqrt{\frac{n_1^2(n_2+1)(n_2-m_2)}{(m_2+1)^2(m_2+2)}} =$$
$$\sqrt{\frac{256^2(287+1)(287-15)}{(15+1)^2(15+2)}} = 1086.12$$

olarak hesaplanmıştır.

Bailey yöntemi ile tahmin edilen anakütle büyüklüğü \hat{N}_{BL} için %95 güven aralığı,

$$GA_{BL} = \hat{N}_{BL} \pm z_{\alpha/2} SH_{BL}$$

$$\hat{N}_{BL} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{n_1^2(n_2+1)(n_2-m_2)}{(m_2+1)^2(m_2+2)}} =$$

$$4608 \pm 1.96 \sqrt{\frac{256^2(287+1)(287-15)}{(15+1)^2(15+2)}} =$$

(2479.21; 6736.79)

olarak hesaplanmıştır.

4.3.4. Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemler ile geniş aileler için tahmin edilen değerlerin tablo üzerinde gösterimi

En az bir engelli olan geniş ailelerin Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemler ile tahmin edilen anakütle büyüklüğü, standart hatası, güven aralıkları ve oranları Tablo-10’de verilmiştir.

Tablo-10: Tahmin edilen değerleri

Yöntemler	Lincoln – Petersen Yöntemi	Chapman Yöntemi	Bailey Yöntemi
\hat{N}	4898.13	4625.00	4608.00
SH	1194.58	1055.87	1086.12
%95 Güven aralığı	(2556.75; 7239,52)	(2555.49; 6694,51)	(2479.21; 6736,79)
En az bir engelli olan çekirdek aile oranı ($\hat{N}/38258$)	0.128	0.121	0.120

Uludağ Üniversitesi Görükle kampüsünde okuyan öğrenci sayısı $N=38258$ dikkate alınarak, öğrencilerin geniş ailelerinde en az bir engelli olma oranları Lincoln – Petersen yönteminden yapılan tahmin sonucuna göre göre %12.8, Chapman yönteminden yapılan tahmine göre % 12.1 ve Bailey yönteminden yapılan tahmine göre %12.0 olarak hesaplanmıştır.

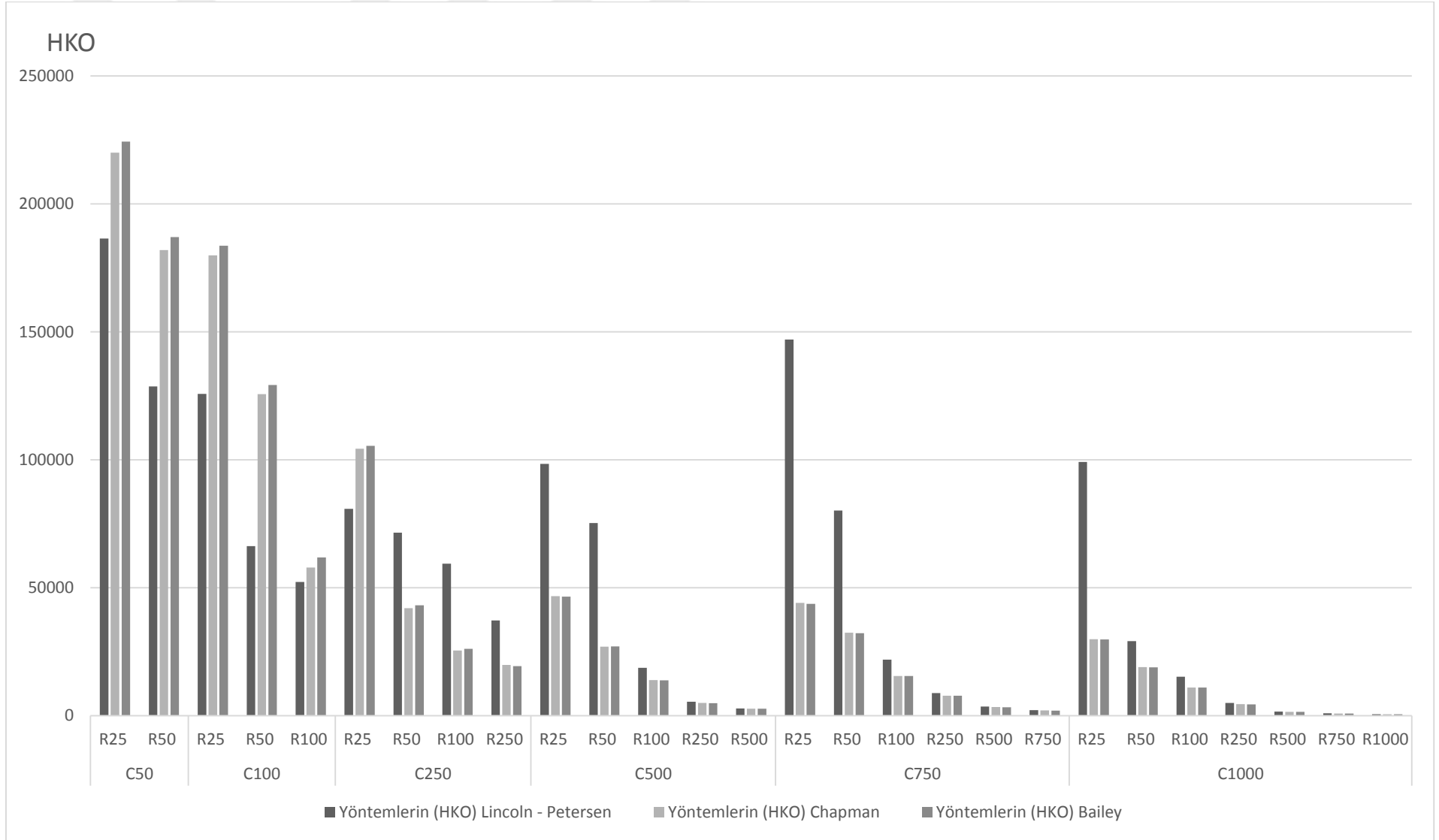
4.4. Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemlerinin örneklem büyüklüğüne göre karşılaştırılmaları

Lincoln - Petersen, Chapman ve Bailey yöntemlerinin farklı büyüklükteki I. ve II. örneklemelere göre performansları Hata Kareler Ortalaması ile değerlendirilmiştir (Tablo-11)

Tablo-11: Yöntemlerinin farklı büyüklükteki I. ve II. örneklemelere göre Hata Kareler ortalamaları.

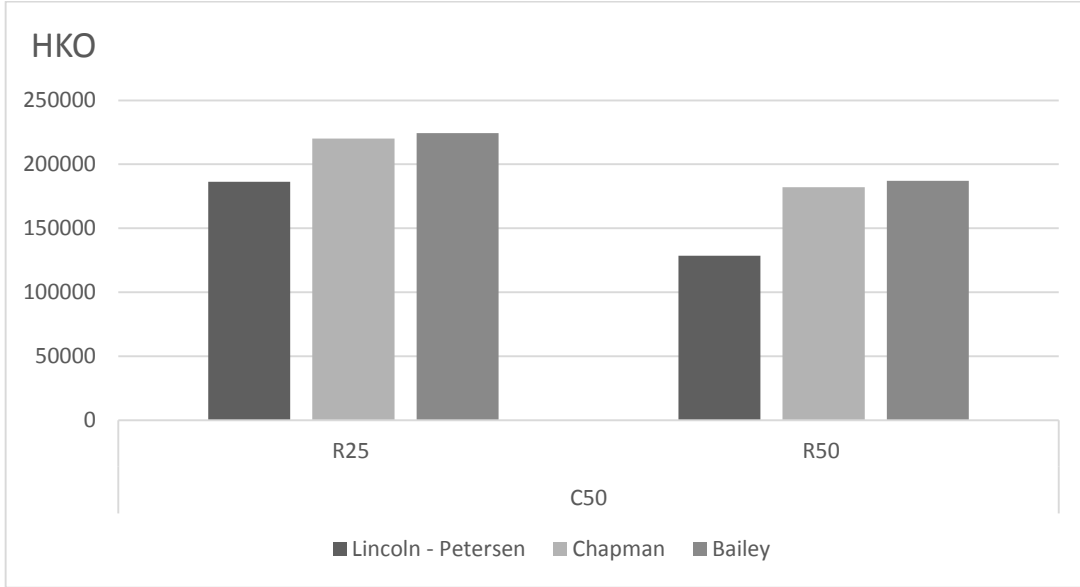
Örneklem	Örneklem	Lincoln - Petersen	Chapman	Bailey
C50	R25	186469,315	220018,57	224334,1
	R50	128608,7976	181986,64	186984,1
C100	R25	125740,0813	179882,51	183645,5
	R50	66197,83333	125679,33	129212,7
	R100	52228,27304	57903,142	61858
C250	R25	80846,31339	104327,54	105403,4
	R50	71484,87285	42018,243	43088,59
	R100	59342,81973	25465,433	26093,04
	R250	37197,48373	19796,855	19334,6
C500	R25	98379,91659	46649,583	46536,39
	R50	75263,15445	26967,949	27034,58
	R100	18716,11609	13907,407	13790,42
	R250	5411,032945	4922,5584	4883,825
	R500	2825,048185	2727,0372	2704,052
C750	R25	146975,4253	44058,967	43732,69
	R50	80154,26665	32442,083	32222,06
	R100	21902,80513	15530,111	15451,42
	R250	8856,717878	7815,7761	7764,748
	R500	3587,29102	3345,0408	3299,627
	R750	2180,318341	2047,6293	1996,854
C1000	R25	99138,34706	29916,704	29760,74
	R50	29084,40432	18987,736	18852,58
	R100	15236,5092	11019,415	10946,01
	R250	4925,493922	4453,232	4417,526
	R500	1567,275397	1519,4919	1514,582
	R750	876,4119727	864,63433	864,233
	R1000	531,0436354	526,52337	526,8291

C: Capture (yakalama) R: Recapture (tekrar yakalama)



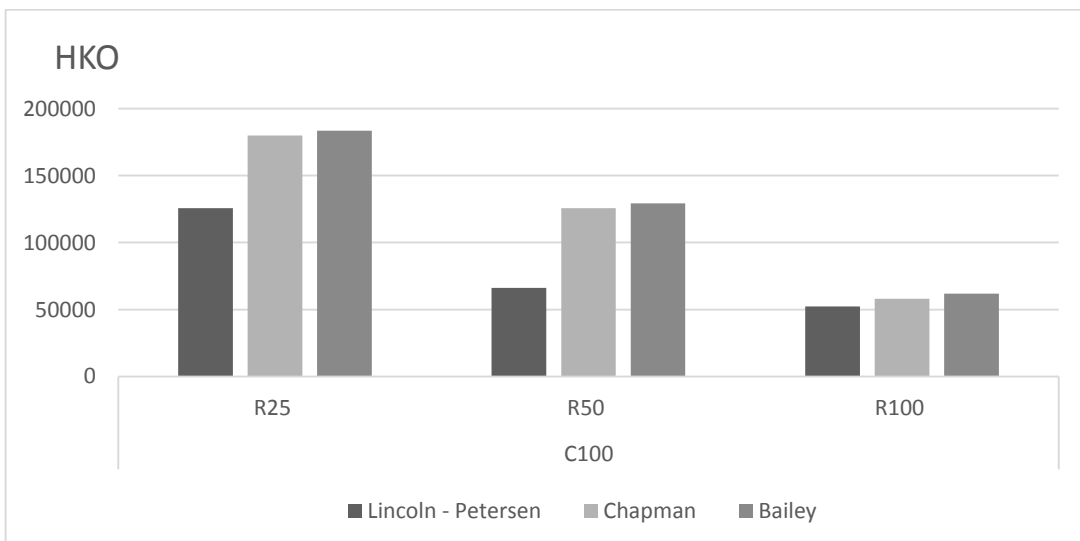
Şekil-3:Yöntemlerin farklı büyüklükteki n_1 ve n_2 örneklemere göre Hata Kareler ortalamaları

4.4.1. Lincoln - Petersen, Bailey ve Chapman yöntemlerinin $n_1=50$, $n_2=25$, 50 için Hata Kareler Ortalamalarının grafiksel gösterimi.



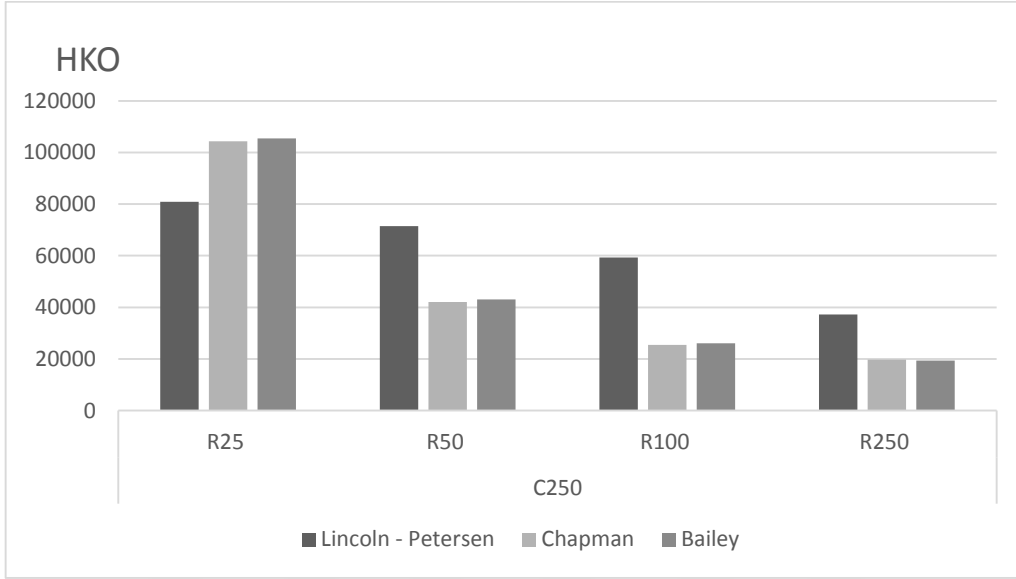
Şekil-4: Yöntemlerin $n_1 = 50$, $n_2 = 25$, 50 için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi.

4.4.2. Lincoln - Petersen, Bailey ve Chapman yöntemlerinin $n_1=100$, $n_2 = 25$, 50, 100 için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi.



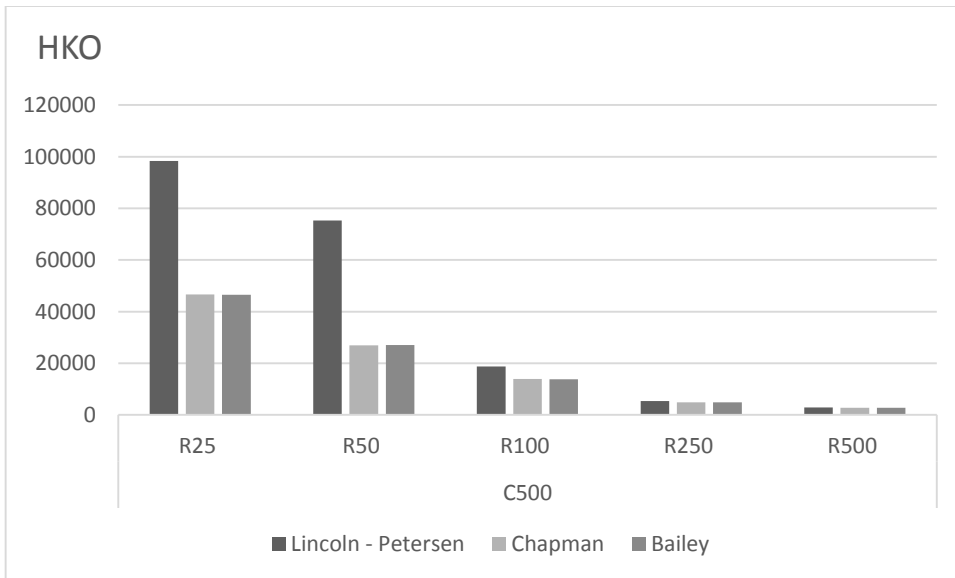
Şekil-5: Yöntemlerin $n_1 = 100$, $n_2 = 25$, 50, 100 için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi

4.4.3. Lincoln - Petersen, Bailey ve Chapman yöntemlerinin $n_1 = 100$, $n_2 = 25, 50, 100$ ve 500 için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi.



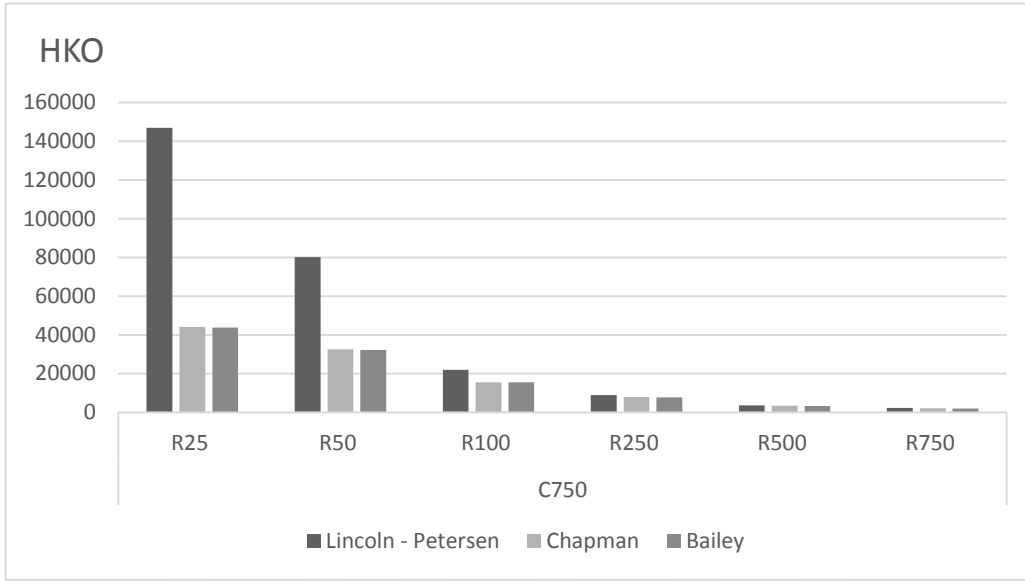
Şekil-6: Yöntemlerin $n_1 = 250$, $n_2 = 25, 50, 100$ ve 250 için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi.

4.4.4. Lincoln - Petersen, Bailey ve Chapman yöntemlerinin $n_1 = 100$, $n_2 = 25, 50, 100$ ve 500 için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi.



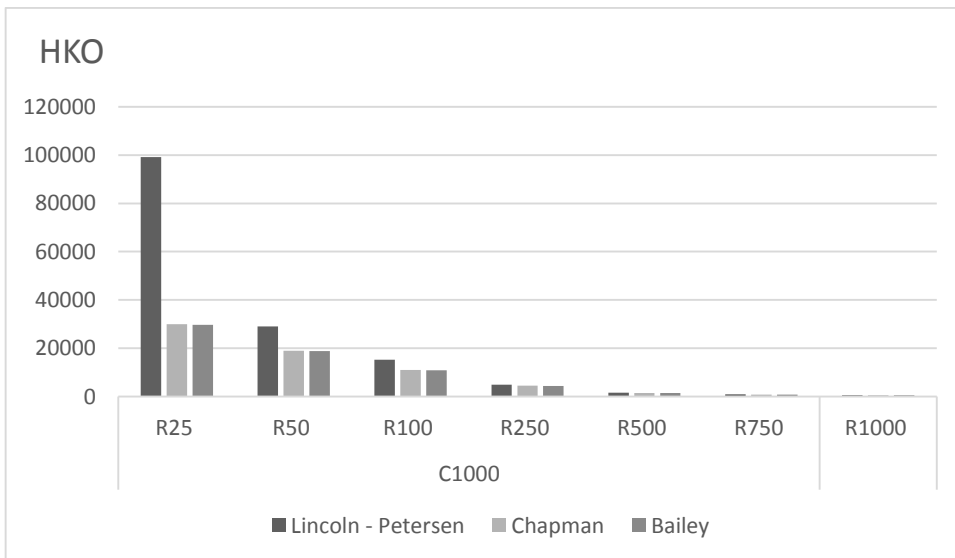
Şekil-7: Yöntemlerin $n_1 = 500$, $n_2 = 25, 50, 100$ ve 500 için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi

4.4.5. Lincoln - Petersen, Bailey ve Chapman yöntemlerinin $n_1 = 500$, $n_2 = 25, 50, 100, 500$ için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi.



Şekil-8: Yöntemlerin $n_1 = 750$, $n_2 = 25, 50, 100, 500$ ve 750 için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi.

4.4.6. Lincoln - Petersen, Bailey ve Chapman yöntemlerinin $n_1 = 500$, $n_2 = 25, 50, 100, 500$ için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi.



Şekil-9: Yöntemlerin $n_1 = 1000$, $n_2 = 25, 50, 100, 500, 1000$ için Hata Kareler ortalamalarının grafiksel gösterimi.

5. TARTIŞMA ve SONUÇ

Anakütle hakkında bilgi sahibi olmak için tam sayım yapmak zaman, maliyet veya benzeri nedenlerle mümkün olmayabilir. Tam sayım yapmak mümkün olmadığında da örnekleme yöntemlerine başvurulur. Gerek örnekleme yaparken gerekse araştırma sonucunda elde edilen bulguları anakütleyle atfedeceğimizde anakütle büyüklüğü hakkında bilgi sahibi olmamız önemlidir. Bazen de ilgilenilen belirli özellik veya özellikleri taşıyan birimlerin sayısını bilmemiz gerekebilir. Bu ve benzeri durumlarda yakalama ve tekrar yakalama yönteminden faydalanılmaktadır (16).

Tez çalışmasında da iki kaynak Yakalama Tekrar Yakalama yöntemlerinden Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemlerinin örnekleme büyüklüğüne göre performansları incelenmiş ve Uludağ Üniversitesi öğrencilerinde en az bir engelli içeren çekirdek ve geniş aileler sayısı tahmin edilmiştir. Çekirdek ve geniş ailelerde en az bir engelli bulunan aile sayısı için yapılan tahmin, çalışma anakütlesine oranlanarak Türkiye için en az bir engelli bireyin olduğu çekirdek ve geniş aile oranının tahmin edilmesi amaçlanmıştır.

İki kaynak Yakalama Tekrar Yakalama yöntemlerinden Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemlerinin yakalama ve tekrar yakalama sürecinde, kabul edilen varsayımsal anakütleden çekilen ilk ve ikinci örneklemlerde küçük ve büyük olarak kabul edilebilecek örneklem büyüklüklerine göre performansları incelenmiştir.

Çalışmada ilgilenilen anakütle büyüklüğünü tahmin etmede, birinci örnekleme küçük büyüklükte örnek alındığında Lincoln - Petersen yöntemi, Chapman ve Bailey yöntemlerine göre daha iyi sonuç vermiştir. Bununla birlikte Lincoln - Petersen yönteminde tekrar yakalama değeri yeteri kadar büyük (20'den küçük) değilse ise anakütle büyüklüğü yanlış tahmin edilebilir (9). Çalışmamızda birinci örneklem büyüklüğü küçük olduğunda, ikinci örneklem büyüklüğünde de artış olduğunda, Lincoln - Petersen yöntemi tahminlerinde daha fazla iyileşme görülmüştür. Birinci örneklemin küçük örneklem büyüklüğünde olması durumunda, Chapman ve Bailey yöntemlerinin tahmin hataları bakımından çok dikkate değer bir farklılık görülmesi de Chapman yönteminin bir miktar daha iyi tahminde bulunduğu söylenebilir.

Çalışmada birinci örnekleme büyük büyüklükte örnek alındığında Chapman ve Bailey yöntemleri Lincoln - Petersen yöntemine göre daha iyi sonuç vermiştir. Chapman ve Bailey

yöntemleri kendi arasında karşılaştırıldığında ise Bailey yönteminin bir miktar daha iyi tahminde bulunduğu söylenebilir.

Bu tez çalışmasında anakütle büyüklüğü N=1953 olarak alındığında birinci ve ikinci örneklem büyüklükleri anakütlenin %1.3'ü ile %51'i olarak değişmektedir. Yang ve Pal yaptıkları benzer çalışmalarındaki birinci ve ikinci örneklem büyüklüğü oranı, N=1000 birimlik anakütleyle göre %1 ile %25 olarak değişmektedir (13). Tez çalışmasında, Yan ve Pal çalışmasından daha büyük bir anakütle alınarak daha fazla sayıda ve büyük örneklem senaryolarına yer verilmiştir. Örneklem ve anakütle oranı dikkate alınarak iki çalışma karşılaştırıldığında küçük ve büyük örnek büyüklüklerinde uyumlu sonuçlar bulunduğu görülmektedir.

El Allaki ve ark. küçük ve orta büyüklükte olarak tanımladıkları anakütle üzerinde yaptıkları yakalama ve tekrar yakalama çalışmasında küçük büyüklükteki anaküttele, Lincoln – Petersen yönteminde Chapman yöntemine göre daha az hata ile anakütle büyüklüğünü tahmin etmişlerdir. Orta büyüklükteki anakütle büyüklüğünde ise Lincoln – Petersen ve Chapman yöntemleri yakın sonuçlar vermiştir (3).

Tez çalışmasının uygulama kısmında Uludağ Üniversitesi Görükle Kampüsündeki öğrencilerde, iki kaynaklı yakalama tekrar yakalama yöntemi uygulanarak, Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemleriyle en az bir engelli içeren çekirdek ve geniş ailelerin sayısını tahmin edilmiştir. Uludağ Üniversitesi Görükle Kampüsündeki 38258 öğrencinin en az bir engelliye sahip çekirdek aile sayısı olarak Lincoln – Petersen Yönetiminde 833, Chapman yönteminde 649 ve Bailey yönteminde 638 olarak tahmin edilmiştir. En az bir engelliye sahip geniş aile sayısı olarak Lincoln - Petersen yönetiminde 4898, Chapman Yönteminde 4625 ve Bailey yönteminde 4608 olarak tahmin edilmiştir.

Türkiye İstatistik Kurumu 2002 verilerine göre toplam nüfusun %1.25'i ortopedik engelli, %0.60'ı görme engelli, %0.37'si işitme engelli ve %0.48'i zihinsel engelli olmak üzere %2.58 engelli bulunmaktadır (30). En az bir engelliye sahip çekirdek ve geniş aile sayısını belirlemek için Türkiye nüfusuna ait tam sayım veya tahmin çalışması yapılmamıştır.

Uludağ üniversitesi öğrencilerin üzerinde yapılan, çekirdek ve geniş ailelerde en az bir engelliye sahip olan aile sayısını, çalışma yapılan anakütleyle oranlanarak elde edilen sonuçlardan Türkiye için genelleme yapılmıştır. Buradan Türkiye'deki en az bir engelliye sahip çekirdek ailelerin oranı Lincoln - Petersen yöntemine göre %0.022, Chapman

yöntemine göre %0.017 ve Bailey yöntemine göre %0.017 olarak elde edilmiştir. Geniş aile için ise Lincoln - Petersen yöntemine göre %0.128, Chapman yöntemine göre %0.121 ve Bailey yöntemine göre %0.120 olarak tahmin edilmiştir.

Tez çalışması sonucunda, yöntemsel karşılaştırma kısmından varılan sonuç, iki kaynaklı yakalama ve tekrar yakalama yöntemleriyle çalışıldığında birinci ve ikinci örnekleme küçük örneklerle çalışıldığında Lincoln – Petersen yönteminin Chapman ve Bailey yöntemlerinin tahmin sonuçlarına göre daha güvenilir olduğu sonucuna varılmıştır. Büyük birinci örneklem ve küçük ikinci örneklem için ise Chapman ve Bailey yöntemlerinin Lincoln – Petersen yönteminden daha güvenilir tahminler vermektedir. Büyük iki örneklem olduğu durumlarda ise Lincoln – Petersen, Chapman ve Bailey yöntemlerinin yakın sonuçlar verdiği görülmüştür.

Uygulama kısmından varılan sonuç ise Türkiye'deki en az bir engelliye sahip olan çekirdek aile oranı 0.017 ile 0.022 arasında, geniş aile oranı ise 0.120 ile 0.128 arasında değişmektedir.

EK1

YAKALAMA TEKRAR YAKALAMA (CAPTURE RECAPTURE) YÖNTEMİ İLE ENGELLİ PREVALANSININ ARAŞTIRILMASI

Çalışmamızın amacı ülkemizdeki engelli prevelansını belirlemektir. Bu amaçla konu ile ilgili sizin ve ailenizin hayatta olan fertleri hakkında bazı bilgiler sorulmaktadır. Sorularımıza dikkatli ve doğru cevap vermeniz çalışmamızın güvenilir sonuçlar vermesi için çok önemlidir.

1. Bir engeliniz var mı? yaşınız (.....)

- Hayır Evet (Belirtiniz.....)

2. Annenizde bir engel var mı? yaşı...../Yaşadığı il..... vefat etti

- Hayır, yok.
 Ortopedik engeli var.
 Görme engeli var.
 İşitme engeli var.
 Dil ve konuşma engeli var.
 Zihinsel engeli var.

3. Babanızda bir engel var mı? yaşı...../Yaşadığı il..... vefat etti

- Hayır, yok.
 Ortopedik engeli var.
 Görme engeli var.
 İşitme engeli var.
 Dil ve konuşma engeli var.
 Zihinsel engeli var.

4. Kaç tane kız kardeşiniz var? Belirtiniz (.....) yok/vefat etti

- Hiç birisi engelli değil.
●tanesinde ortopedik engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
●tanesinde görme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
●tanesinde işitme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
●tanesinde dil ve konuşma engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
●tanesinde zihinsel engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....

5. Kaç tane erkek kardeşiniz var? Belirtiniz (.....) yok/vefat etti

Hiç birisi engelli değil.

-tanesinde ortopedik engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
-tanesinde görme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
-tanesinde işitme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
-tanesinde dil ve konuşma engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
-tanesinde zihinsel engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....

6. Annenizin annesinde engel var mı? Yaşı...../Yaşadığı il..... vefat etti

- Hayır, yok.
- Ortopedik engeli var.
- Görme engeli var.
- İşitme engeli var.
- Dil ve konuşma engeli var.
- Zihinsel engeli var.

7. Annenizin babasında engel var mı? Yaşı...../Yaşadığı il..... vefat etti

- Hayır, yok.
- Ortopedik engeli var.
- Görme engeli var.
- İşitme engeli var.
- Dil ve konuşma engeli var.
- Zihinsel engeli var.

8. Babanızın annesinde engel var mı? Yaşı...../Yaşadığı il..... vefat etti

- Hayır, yok.
- Ortopedik engeli var.
- Görme engeli var.
- İşitme engeli var.
- Dil ve konuşma engeli var.
- Zihinsel engeli var.

9. Babanızın babasında engel var mı? Yaşı...../Yaşadığı il..... vefat etti

- Hayır, yok.
- Ortopedik engeli var.
- Görme engeli var.
- İşitme engeli var.
- Dil ve konuşma engeli var.
- Zihinsel engeli var.

10. Kaç tane teyzeniz var? Belirtiniz (.....) Teyzem yok/vefat etti

- Hiç birisi engelli değil.
-tanesinde ortopedik engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde görme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde işitme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde dil ve konuşma engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde zihinsel engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....

11. Kaç tane dayınız var? Belirtiniz (.....) Dayım yok/vefat etti

- Hiç birisi engelli değil.
-tanesinde ortopedik engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde görme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde işitme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde dil ve konuşma engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde zihinsel engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....

12. Kaç tane halanız var? Belirtiniz (.....) Halam yok/vefat etti

- Hiç birisi engelli değil.
-tanesinde ortopedik engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde görme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde işitme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde dil ve konuşma engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde zihinsel engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....

13. Kaç tane amcanız var? Belirtiniz (.....) Amcam yok/vefat etti

- Hiç birisi engelli değil.
-tanesinde ortopedik engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde görme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde işitme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde dil ve konuşma engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde zihinsel engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....

14. Kaç tane kız kuzeniniz var? Belirtiniz (.....) Kız kuzenim yok/vefat etti

Kuzen: Amcanızın, halanızın, dayınızın ve teyzenizin çocukları

- Hiç birisi engelli değil.
-tanesinde ortopedik engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde görme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde işitme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde dil ve konuşma engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
 -tanesinde zihinsel engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....

15. Kaç tane erkek kuzeniniz var? Belirtiniz (.....) Erkek kuzenim yok/vefat etti

Hiç birisi engelli değil.

-tanesinde ortopedik engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
-tanesinde görme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
-tanesinde işitme engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
-tanesinde dil ve konuşma engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....
-tanesinde zihinsel engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il/iller.....

16. Kaç tane kız yeğeniniz var? Belirtiniz (.....) Kız yeğenim yok/vefat etti

(Yeğen: sizin kardeşinizin çocukları)

Hiç birisi engelli değil.

-tanesinde ortopedik engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il.....
-tanesinde görme engeli var. Yaşları(.....)/yaşadıkları il.....
-tanesinde işitme engeli var. Yaşları(.....)/yaşadıkları il.....
-tanesinde dil ve konuşma engeli var. yaşları(.....)/yaşadıkları il.....
-tanesinde zihinsel engeli var. Yaşları(.....)/yaşadıkları il.....

17. Kaç tane erkek yeğeniniz var? Belirtiniz (.....) Erkek yeğenim yok/vefat etti

Hiç birisi engelli değil.

-tanesinde ortopedik engeli var. Yaşları(.....)/Yaşadıkları il.....
-tanesinde görme engeli var. Yaşları(.....)/yaşadıkları il.....
-tanesinde işitme engeli var. Yaşları(.....)/yaşadıkları il.....
-tanesinde dil ve konuşma engeli var. yaşları(.....)/yaşadıkları il.....
-tanesinde zihinsel engeli var. Yaşları(.....)/yaşadıkları il.....

Bilgileriniz

Bu kısımda sizden istenen bilgiler kimliğinizi belirlemek için değildir. Bu nedenle de bilgilerinizin tamamı istenmemektedir. İstenen bilgiler tekrar örnekleme girme durumunuzu değerlendirmek içindir.

- 18. Cinsiyetiniz Erkek Kadın
- 19. Doğum tarihiniz Gün/Ay ___ ___ / ___ ___
- 20. Sigara kullanıyor musunuz? Evet Hayır
- 21. Ailenizin ikamet ettiği ilin plaka kodu (.....) ve ilçenin adı(.....) yazınız.
- 22. Adınızın ilk harfini yazınız (.....) Soyadınızın son harfini yazınız (.....)
- 23. Hangi bölümde okuyorsunuz? (.....)
- 24. Üniversiteye giriş yılınız? _____
- 25. Daha önce (1 ay önce) bu anketi size uygulandı mı? Evet Hayır

Bu kısım anketör tarafından doldurulacaktır.

Anketin yapıldığı yer: Yurt (KYK) durağı Metro durağı Oditoryum durağı

Kütüphane durağı Diğer, belirtiniz (.....)

Anketör adı soyadı: Anketin yapıldığı tarih: ___ ___ / ___ ___ /2015

Kaç tane engelli var (.....)

KAYNAK

- 1) SÜMBÜLOĞLU V, SÜMBÜLOĞLU K. Kliniksel ve Saha Araştırmalarda Örneklem Yöntemleri ve Örneklem Büyüklüğü, Hatiboğlu Yayınevi, Ankara, sayfa 1-9, 2015.
- 2) BUDRYS E, BUDRIENE A, PAKALNISKIS S. Population size assessment using mark-release-recapture of 12 species of Orthoptera, Diptera and Hymenoptera: a comparison of methods. *Latv. entomol*, 41: 32-43, 2004.
- 3) El-Allaki F, Christensen J, Vallières A, Comparing capture–recapture methods for estimation of the size of small and medium-sized populations using empirical data on commercial turkey farms in Canada *Preventive Veterinary Medicine* 120, 86–95, 2015.
- 4) Accettura N, Neglia G, Grieco L. A. The Capture-Recapture approach for population estimation in computer networks, Vol. 89, p0000. 1p. 2015.
- 5) Thompson S. K, Sampling, Third Edition, Somerset, NJ, USA: John Wiley & Sons, page 263-272, 2012.
- 6) KESİCİ T, MİRTAGHIZADEH H. Populasyon Hacminin Yakalama-Tekrar Yakalama Yöntemi Kullanılarak Ters Tahmin Yöntemi ile Tahmini Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Bilimleri Dergisi (J. Agric. Sci.), 2003, 13(2): 113-118, 2003.
- 7) McCrea R. S. and Morgan B. J. T, CHAPMAN & HALL/CRC, Analysis of Capture-Recapture Data. National Centre for Statistical Ecology School of Mathematics, Statistics and Actuarial Science University of Kent Canterbury, UK, 2015.
- 8) Steven C ve arkadaşlar. Handbook of Capture-Recapture Analysis. published by Princeton University Press and copyrighted, 2005.
- 9) GILL G. V, ISMAIL A.A and BEECHING N. J. The use of capture-recapture techniques in determining the prevalence of type 2 diabetes. *Q J Med* 2001; 94:341-346, 2001.
- 10) Brenner H. Use and Limitations of The CAPTURE-RECAPTURE METHOD in Disease Monitoring with Two Dependent Sources. *Epidemiology*, Vol. 6, No. 1 page 42-48, 1995.
- 11) Chao A, Pan H. Y, and Chiang S. H. The Petersen–Lincoln Estimator and its Extension to Estimate the Size of a Shared Population. *Biometrical Journal* 50, 6, 957–970, 2008.
- 12) WILLIAM J. Ecological Census Techniques a handbook Second Edition SUTHERLAND Cambridge University press 2006.
- 13) Yang X and Pal N. Estimation of a population size through capture-mark-recapture method: a comparison of various point and interval estimators, *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 80:3, 335-354, DOI: 10.1080/00949650802635165, 2010
- 14) Jonathan B, Fligner, Michael A, and Notz, William J. Sampling and Statistical Methods for Behavioral Ecologists. Port Chester, NY, USA: Cambridge University Press, page 219-227, 1999.
- 15) Chao A, Tsay P. K, Lin S. H, Shau W. Y. and Day-Yu Chao D. Y. TUTORIAL IN BIOSTATISTICS The applications of capture-recapture models to epidemiological data *STATISTICS IN MEDICINE* *Statist. Med*; 20:3123–3157 (DOI: 10.1002/sim.996). 2001.
- 16) Brittain S, Böhning D. Estimators in capture–recapture Studies with two sources. DOI 10.1007/s10182-008-0085-y, 2008.
- 17) Lawrence F and Gall. Measuring the size of Lepidopteran Populations. *Journal of Research on the Lepidoptera* 24(2): 97-116, 1985.
- 18) Timur KÖSE, Fikret İKİZ Yakala-Tekrar Yakala Yöntemine İlişkin Kapalı Populasyon Modelleri *Ege Üniv. Ziraat Fak. Derg*, 41(2):185-195. ISSN 1018-8851, 2004.

- 19) Herzog T. N. FHA/HUD. Applications of Capture-Recapture Methods <https://www.soa.org/library/research/actuarial-research-clearing-house/2006/january/arch06v40n1-i.pdf>, erişim tarih 26/01/2016.
- 20) Ogutu J. O, Pieph H P, Dublin H. T, Reid R. S and Bholá N. N. Application of mark–recapture methods to lions: satisfying assumptions by using covariates to explain heterogeneity Journal of Zoology. Print ISSN 0952-8369, 2006.
- 21) Otway N. M and Burke A. L. Mark-recapture population estimate and movements of Grey Nurse Sharks, EAproject No. 30786/87, 2004.
- 22) SHEPPARD P. M and BISHOP J. A. THE STUDY OF POPULATIONS OF LEPIDOPTERA BY CAPTURE-RECAPTURE METHODS. Journal of Research on Lepidoptera 12(3):135-144, 1973.
- 23) Krebs J. C. Ecological Methodology Second Edition. University of British Columbia
- 24) SEMİZ M, ESİN A. Yakalama-Tekrar Yakalama Yöntemlerinde Ardışık Bayes Metotları. S Ü Fen Ed Fak Fen Derg Sayı 22,107- 114, KONYA, 2003.
- 25) Alcoy J. C. O. The Schnabel Method: An Ecological Approach to Productive Vocabulary Size Estimation. DOI: 10.7763/IPEDR, V68. 5, 2013.
- 26) Southwood T. R. E and Henderson P. A, Ecological Methods Third Edition, Hoboken, Cambridge University Press, NY, USA, page 82-86, 88-91, 1999.
- 27) Bryan F and Manly J. Obtaining Confidence Limits on Parameters othe Jolly-Seber Model for Capture-Recapture Data BIOMETRICS 40, 749-758, 1984.
- 28) Başbakanlık Özürlüler İdaresi Başkanlığı – Projeler. Türkiye Engelliler Araştırması Temel Göstergeleri, 2006.
- 29) Mont D. Measuring Disability Prevalence, Social Protection Discussion Paper, No. 0706, World Bank, 2007.
- 30) Türkiye İstatistik Kurumu Özürlü İstatistikleri Sonuçları özürlü oranı http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1017, 2002, erişim tarih 26/01/2016.

TEŐEKKÜR

Yüksek lisans eğitimim boyunca ve tezimi gerçekleřtirmem sırasında benden desteęini esirgemeyen deęerli danıřmanım Prof. Dr. İlker ERCAN'a güveni ve sabrı için çok teőekkür ederim.

Yüksek lisans öğrenim boyunca eğitimime katkıda bulunan anabilim dalımızdaki öğretim üyelerine, tezimin anket çalışmasında destek veren öğrenci arkadaşlarıma teőekkürlerimi sunarım.

Ayrıca yüksek lisans eğitimim boyunca ve tezimi gerçekleřtirmem sırasında, uzakta da olsalar, her zaman yanımda hissettiğim aileme manevi ve maddi desteklerinden dolayı teőekkürlerimi sunarım.

ÖZGEÇMİŞ

19 Haziran 1988 tarihinde Machina, Yobe eyaleti Nijerya’da doğdum. İlkokulu Bolo Bording Primary School’de bitirdim. Orta ve lise öğrenimimi Federal Government Collage Buni-Yadi’de tamamladım. 2009 yılında Çukurova Üniversitesi Fen – Edebiyat Fakültesi İstatistik bölümü kazandım ve aynı yıl Gazi Üniversitesi Türkçe Öğretim, Araştırma ve Uygulama Merkezi (TÖMER)’de Türkçe dili kursuma başladım. 2010 yılında Türkçe dili kursumu tamamladım ve Lisans eğitimime başladım. 2012-2013 öğretim yılında Lizbon Üniversitesi Fen Fakültesi İstatistik ve Yöneylem Araştırması bölümünde Erasmus değişim programı kapsamında eğitim gördüm. 2014 yılında Çukurova Üniversitesi Fen – Edebiyat Fakültesi İstatistik bölümünde lisans eğitimimi bitirdim. 2014 yılında Uludağ Üniversitesi Sağlık Bilimler Enstitüsü Tıp – Biyoistatistik Anabilim Dalında yüksek lisans eğitimimi başladım.