

BSAD

Bankacılık ve Sigortacılık Araştırmaları Dergisi

Cilt 2, Sayı 9, ss.38-56



Telif Hakkı © Ankara Üniversitesi
Beyazarı Meslek Yüksekokulu

Sıralı Küme Örneklemesi Yöntemiyle Yiğın Parametrelerinin Tahmini: Sigortacılıkta Bir Uygulama

Mustafa Cumhur AKBULUT

Ankara Üniversitesi

Öz

Bu çalışmada, Sıralı Küme Örneklemesi yöntemiyle yiğın ortalamasının ve yiğın varyansının tahmini ele alınmıştır. Sıralı Küme Örnekleme yönteminin bir uygulaması sigortacılık alanından veriler ile gösterilmiştir. Sıralı Küme Örneklemesi, Basit Rastgele Örneklemeye göre daha iyi bir yöntemdir. Bu durum gerçek ve yapay veriye dayalı yapılan simülasyon çalışması ile deneysel olarak araştırılmıştır. Simülasyon sonuçlarına göre Sıralı Küme Örnekleme yönteminin yiğın ortalamasını tahminde Basit Rastgele Örnekleme yönteminden daha iyi olduğu gözlenmiştir. Yiğın varyansının tahmininde ise Sıralı Küme Örneklemesi altında hesaplanan MacEachern ve arkadaşları tarafından önerilen tahmin edici, Stokes'un tahmin edicisinden ve Basit Rastgele Örneklemeye dayalı geleneksel tahmin ediciden daha iyi sonuçlar vermiştir.

Anahtar Sözcükler

Tarımsal Hasar Tespiti, Sıralı Küme Örneklemesi, Tahmin Edici, Görelî Etkinlik, İstatistiksel Simülasyon

JEL Sınıflaması: G22.

The estimation of the population parameters based on ranked set sampling: a practice in insurance

Abstract

This study has been considered the estimation of population mean and population variance based on the Ranked Set Sampling method. The application of a Ranked Set Sampling method has been illustrated by a real data from insurance field. Ranked Set Sampling method has been a better method compared to Simple Random Sampling Method. This situation has been investigated experimentally with the simulation study performed with real data and simulated data. According to the simulation results, in the estimation of the population mean, Ranked Set Sampling method has been found to be more effective method than Simple Random Sampling. In the estimation of population variance, the estimator based on Ranked Set Sampling proposed by MacEachern at all has had better performance than Stokes' estimator and traditional variance estimator based on Simple Random Sampling.

Keywords

Assessment of Agricultural Damage, Ranked Set Sampling, Estimator, Relative Efficiency, Statistical Simulation

JEL Classification: G22.

GİRİŞ

Araştırmalarda elde edilen sonuçların geçerliliği ve güvenilirliği bu süreçte doğru bilimsel yöntemlerin kullanılması ile yakından ilişkilidir. Bu nedenle, araştırmalarda istatistik yöntemler yoğun olarak kullanılmaktadır. Yapılan bilimsel araştırmaların birçoğunda yiğına

ilişkin bilgiler örnekten elde edilmektedir. Örnekten hesaplanan ortalama, oran veya varyans gibi istatistikler kullanılarak yığında bunlara karşılık gelen parametreler tahmin edilebilir. Örnekleme sürecinde hedef yığının özellikleri dikkate alınarak, yığı en iyi şekilde temsil edebilecek bir örnekleme yönteminin kullanılması, bu yöntemle göre örnek büyüklüğünün saptanması, yığın parametreleri için yapılacak tahminlerin daha duyarlı olmasını sağlayabilmektedir (Özgül, 2007). Örnek büyüklüğünün belirlenmesinde istatistiksel duyarlılık kadar, zaman, maliyet ve emek gibi araştırmaya özgü sınırlamalar da etkili olabilmektedir. Bu durumda eğer mümkünse daha etkin sonuçlar veren bir örnekleme yöntemi tercih edilmelidir.

Bu bağlamda tercih edilebilecek örnekleme yöntemlerinden birisi de McIntyre (1952) tarafından önerilen sıralı küme örneklemesidir (SKÖ). SKÖ, yığından rastgele seçilen örnekleme birimlerinin incelenen özellik bakımından pahalı ölçüm gerektirmeyen bazı teknikleri kullanarak sıralanmasına ve ölçümü yapılacak nihai birimlerin bu sıralamayı kullanarak seçilmeleri ilkesine dayanan bir yöntemdir (Gökdemir, Özdemir, ve Esin, 2005, s.329). Bu yönüyle SKÖ, pahalı laboratuvar analizleri veya saha ölçümleri gerektiren araştırmalarda emek ve zaman kaybını önleyerek örnekleme maliyetini azaltabilmektedir.

Örnekleme yöntemleri, tarım sigortalarında hasar tespiti sürecinde de yoğun olarak kullanılmaktadır. Tarım sigortaları sisteminin en önemli unsurlarından birisi de, risk inceleme ve hasar tespit organizasyonudur. Bu süreç, tarım sigortaları havuzu eksperleri tarafından yürütülmektedir. Ekspertiz işlemlerini yaparken riskleri, hasarı tam ve doğru tespit ederek, hem sigortalılar için doğru primin hem de hasar alacakları için doğru tazminatın belirlenmesine aracılık ederler (A'dan Z'ye TARSİM, s.12).

Tarımsal riskler nedeniyle zarar görmüş alanda, hasar tespiti için incelenecek yeterli sayıdaki örnek zararlanma noktalarının (parsel veya ağaç) seçimi ve bu örnek zararlanma noktalarındaki verim kaybının belirlenmesi için bilimsel yöntemlerin kullanılması, tecrübeye dayalı olarak yapılan incelemeye her zaman tercih edilmelidir (Çetin, 2007, s.75).

Tarım sigortaları organizasyonunun ülkemizde daha sağlıklı işleyebilmesi ve tarım sigortalarının yaygınlaşabilmesi için tarımsal değerlendirme sorunlarını kolaylaştıracak temel, uygulamalı ve geliştirme araştırmalarının yapılması gerekmektedir. Bu çalışmalardan birisi de tarımsal sigortada bazı teknik hesapların yapılabilmesi ve prim oranlarının objektif olarak hesaplanabilmesi için çeşitli doğal afetlerin çeşitli ürünlerde neden olduğu hasarlara ilişkin bölgesel ölçekte çalışmaların yapılmasına ve elde edilen bu verilerin yıllar itibarıyla düzenli olarak tutulmasına yönelik çalışmalardır (Tanrıvermiş, 1993, s.45-46).

Tarımsal riskler sonucu ortaya çıkan hasarın tespit edilmesinde uzman deneyimin rol oynaması, meydana gelen hasarın tahmin edilmesi için alanda gerektiğinde örnekleme yapılması, SKÖ yönteminin tarım sigortalarında hasar tespiti uygulamalarında da kullanılabilmesini göstermektedir. Bu nedenle, bu çalışmayla bitkisel üretim içinde yer alan meyve yetiştiriciliğinde, tarımsal riskler nedeniyle meydana gelen hasarın tespit edilmesinde SKÖ yönteminin kullanımı konusu ele alınmıştır.

Konuyu incelemek amacıyla bölgesel ölçekte elde edilen gerçek hasar verileri kullanılarak SKÖ yönteminin bir uygulaması gösterilmiş, bu gerçek verilerin ve üretilen yapay verilerin kullanıldığı simülasyon çalışmalarıyla da bir bölgedeki ve bir meyve bahçesindeki hasar ortalaması ve varyansının SKÖ ve BRÖ yöntemleriyle elde edilen tahminleri karşılaştırılmıştır.

1. SIRALI KÜME ÖRNEKLEMESİ YÖNTEMİ

SKÖ, McIntyre (1952) tarafından ilk defa Avustralya'da mera hasılasının ortalamasını tahmin etmek amacıyla kullanılmıştır. SKÖ, örnekleme birimlerinin sıralanması ilkesine dayandığından, bu özelliği nedeniyle tarım, ormancılık, ekoloji gibi doğa bilimleri alanında yapılan çalışmalarda daha sık kullanılan bir yöntemdir. SKÖ yöntemiyle örnekleme birimlerinin

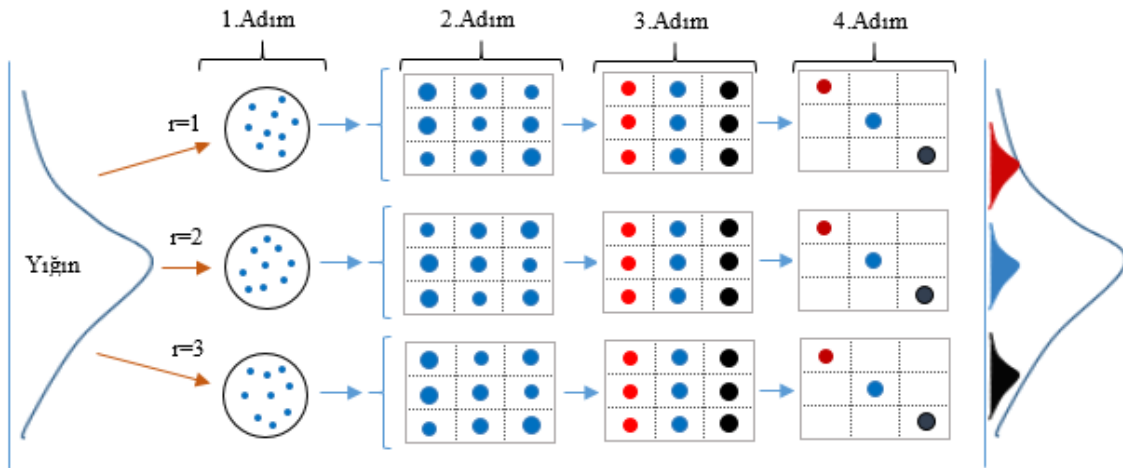
seçimi, küme büyüklüğü ve küme sayısının eşit olduğu Dengeli SKÖ tasarımı için aşağıda maddeler halinde verilen adımlar izlenerek yapılmaktadır:

- 1- Yığından BRÖ yöntemiyle k^2 büyüklüğündeki bir örnek çekilir.
- 2- Çekilen bu örnek k büyüklüğünde k adet kümeye rastgele ayrılır.
- 3- Her bir kümedeki birimler küçükten büyüğe doğru sıralanır. Sıralama işlemi, pahalı olmayan bir ölçüme, kişisel deneyime veya araştırılan özellikler arasında yüksek bir ilişki bulunan başka bir değişkene (yardımcı değişkene) göre yapılabilir.
- 4- Küme sırasına göre i 'nci kümedeki i 'nci sırada yer alan birim gerçek ölçüm için seçilir. Bu işlem, birinci kümeden 1. sıradaki birimin, ikinci kümeden 2. sıradaki birimin ve k 'ıncı kümeden k 'ıncı sıradaki (en büyük) birimin seçilmesiyle gerçekleştirilir. Böylece k^2 büyüklüğündeki bir örnekten k adet birim seçilerek gerçek ölçümleri yapılır.
- 5- Araştırmacı belirlediği örnek büyüklüğüne ulaşmak için ilk dört adımı r sayıda tekrar ederek yığından $n=kr$ büyüklüğünde bir örneği seçmiş olur.

SKÖ yöntemiyle örneğe seçilen birimler simgesel olarak $X_{[ij]}$ ($i=1, \dots, k$ ve $j=1, \dots, r$) şeklinde gösterilebilir. Burada $X_{[ij]}$; j 'nci tekrarda i 'nci kümedeki i 'nci sıralı birimi ifade etmektedir. Sıralamanın hatasız yapılması durumunda, SKÖ birimleri, k büyüklüğündeki örneklerden alınan sıralı istatistiklere ($X_{(ij)}$) karşılık gelmektedir. Bu nedenle, SKÖ değişkeninin beklenen değerinin ve varyansının hesaplanmasında sıra istatistiklerinin özelliklerinden yararlanılmaktadır.

Yukarıda maddeler halinde açıklanan SKÖ yöntemiyle dokuz birimin örneğe seçim süreci küme büyüklüğü (k) üç alınarak Şekil 1'de gösterilmiştir¹.

Şekil 1: Sıralı Küme Örnekleme Yöntemiyle Birimlerin Seçilmesi ($n=9$, $k=3$ ve $r=3$)



Şekil 1' de gösterildiği üzere, SKÖ yönteminde ilk aşamada yığından birimler rastgele seçilmekte, ikinci aşamada ise yapılan sıralamayla örneğe seçilen birimler bir anlamda sıra istatistikleri bakımından tabakalara paylaştırılmaktadır (Yıldız, 2007, s.32). Dolayısıyla, SKÖ yöntemiyle seçilen birimler, sıralamanın doğru olması durumunda, yığında daha iyi bir yayılma gösterdiklerinden, yığına daha iyi temsil edebilmektedir. Bu nedenle SKÖ yöntemi, yığın ortalamasının tahmininde BRÖ yöntemine göre oldukça etkin sonuçlar vermektedir (Özdemir ve Gündüz, 2006).

¹ Şekil 1 için, G.P. Patil, 2002, s.2'de verilen Şekil 1 ve Şekil 2' den esinlenilmiştir.

1.2. SKÖ Yöntemiyle Yığın Ortalamasının ve Varyansının Tahmini

SKÖ yöntemiyle yığın ortalamasının tahminine yönelik teorik çalışmalar ilk defa Takahashi ve Wakimoto (1968) tarafından yapılmıştır. Takahashi ve Wakimoto, sıralamanın mükemmel olduğu varsayımı altında SKÖ ile elde edilen örnek ortalamasının, yığın ortalaması μ için sapmasız bir tahmin edici olduğunu, varyansının ise BRÖ ile elde edilen ortalamanın varyansına göre daha küçük olduğunu kanıtlamışlardır. Dell ve Clutter (1972) ise, sıralamada hata yapılsa bile tahmin edicinin bu özelliklerini koruduğunu göstermişlerdir. SKÖ altında yığın ortalaması μ ;

$$\bar{X}_{SKÖ} = \frac{1}{rk} \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^k X_{[i]j} \quad (1)$$

şeklinde hesaplanan örnek ortalaması ile tahmin edilir. $\bar{X}_{SKÖ}$ istatistiğinin varyansı ise, $\text{Var}(\bar{X}_{SKÖ}) = \frac{\sigma^2}{rk} - \frac{1}{rk^2} \sum_{i=1}^k (\mu_{(i)} - \mu)^2$ formülü ile hesaplanmaktadır. Burada $\sum_{i=1}^k (\mu_{(i)} - \mu)^2$ bileşeni, sıralamanın tamamen rastgele olması durumunda sıfır olacağından, $\bar{X}_{SKÖ}$ 'nün varyansı, $\bar{X}_{BRÖ}$ 'nün varyansına eşit; diğer durumlarda ise daha küçük olacaktır.

Stokes (1980), SKÖ altında yığın varyansı σ^2 için bir tahmin edici önermiş ve bu tahmin edicinin asimptotik (k ya da $r \rightarrow \infty$) olarak yansız olduğunu göstermiştir. SKÖ ile yığın varyansını tahmin etmek için Stokes'un önerdiği tahmin edici;

$$S_{Stokes}^2 = \frac{1}{rk-1} \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^k (X_{[i]j} - \bar{X}_{SKÖ})^2 \quad (2)$$

eşitliği ile hesaplanmaktadır. Stokes'un tahmin edicisinde, SKÖ sürecinde oluşturulan sıralı kümeler dikkate alınmadığından, ölçümü yapılan her birimin hangi kümeden alındığına bakılmaksızın örnek ortalamasından farkı alınmakta; bu durum ise yığın varyansının tahminini olduğundan daha büyük yapmaktadır (Ünyazıcı, 2008, s.39).

SKÖ ile yığın varyansının tahmininde bu durumu da dikkate alan diğer bir tahmin edici ise MacEachern, Öztürk ve Wolfe (2002) tarafından önerilmiştir. Stokes'un önerdiği tahmin ediciye göre daha üstün olduğu bildirilen bu tahmin edici;

$$S_M^2 = \frac{\sum_{t \neq i} \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (X_{[t]j} - X_{[i]l})^2}{2k^2 r^2} + \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (X_{[i]j} - X_{[i]l})^2}{2k^2 r(r-1)} \quad (3)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. MacEachern ve diğerleri, $(x_{[r]i}, x_{[s]j})$ çiftlerinin farkının karelerinin beklenen değerinden hareketle, eğer çiftler farklı sıra sınıfında ise ($r \neq s$) bunu kümeler arası değişkenliği tahmin etmek için; ikili aynı sıra sınıfında ($r=s$) ise bunu kümeler içi değişkenliği tahmin etmek için kullanmışlardır. Böylece S_M^2 ile varyans, kümeler arası ve kümeler içi bileşenlerin tahmin ediciyi sapmasız yapacak şekilde ağırlıklandırılmasıyla hesaplanmaktadır (Öztürk, Bilgin, ve Wolfe, 2005, s.909).

S_M^2 'nin daha kolay bir yöntemle hesaplanmasında, SKÖ sürecinde elde edilen sıralı kümeler faktör düzeyleri olarak ele alınıp tek yönlü varyans analizi çözümlenmesinden faydalanılabilir. S_M^2 için bu hesaplama,

$$S^2 = \frac{1}{rk} \{ (k-1)GAKO + (rk-k+1)HKO \} \quad (4)$$

şeklinde yapılır. Eşitlik 4’te verilen GAKO, Gruplar Arası Kareler Ortalamasını; HKO ise Hata Kareler Ortalamasını göstermektedir (MacEachern vd., 2002, s.181). S_M^2 ’nin hesaplanabilmesi için SKÖ’ de veriler en az iki döngüden ($r \geq 2$) elde edilmelidir.

2. UYGULAMA

Bu bölümde SKÖ ve BRÖ yöntemleriyle yığın ortalamasının ve yığın varyansının tahmin edilmesine yönelik bir uygulamaya ve simülasyon çalışmalarına yer verilmiştir.

2.1. Uygulama 1: Bir Bölgedeki Hasara İlişkin Yığın Ortalamasının ve Yığın Varyansının SKÖ ve BRÖ Yöntemiyle Tahmin Edilmesi

Bir bölgede meydana gelen meteorolojik risk faktörleri (don, dolu, fırtına vb.) birçok tarım işletmesini etkileyebilmektedir. Bu bölümde, bir bölgede meteorolojik riskler nedeniyle meydana gelen ortalama hasarın ve hasara ilişkin varyansın SKÖ ve BRÖ yöntemleriyle tahmini ele alınmıştır. Bu amaçla Tarım Sigortaları Havuzundan (TARSİM) alınan 2013-14 döneminde Adana ve Mersin bölgesinde zarar görmüş 340 adet portakal bahçesine ilişkin hasar bilgileri kullanılmıştır.

Bölgedeki 340 portakal bahçesi araştırma yığını (N=340) olarak ele alınmıştır. Hasar düzeyi değişkeni için yığın ortalamasının ve varyansının tahminleri, BRÖ ve SKÖ yöntemiyle bu yığından seçilen n= 9 büyüklüğündeki örnek verileri kullanılarak yapılmıştır.

SKÖ yönteminde, küme büyüklüğü (k) üç olarak belirlenmiş ve örneğe dokuz birim seçebilmek için süreç (r) üç kez tekrar edilmiştir. Hasar tespitinde bulunan uzmanın, kümelerde yer alan bahçeleri hasar durumlarına göre tecrübesine dayanarak görsel yolla hatasız sıraladığı varsayılmıştır. Araştırmada ele alınan hasar düzeyi ve arazi büyüklüğü değişkenlerine ilişkin özet bilgiler Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1:Araştırma Yığına İlişkin Tanımlayıcı Bilgiler

Değişken	N	En Küçük	En Büyük	μ	σ^2	ρ_{xy}
Hasar düzeyi % (X)	340	4,00	95,00	39,188	393,347	-0,394
Arazi büyüklüğü (Y)		50,00	156,30	16,129	363,086	

Tablo 1’de gösterildiği üzere hasar düzeyine ilişkin yığın ortalaması (μ_x) %39,188; yığın varyansı (σ_x^2) ise 393,347 olarak bulunmuştur. Arazi büyüklüğü (Y) ile hasar düzeyi (X) arasındaki korelasyon $\rho_{xy}=-0,394$ olarak hesaplanmıştır. Tablo 1’de gösterilen arazi büyüklüğü (Y) değişkeni, yapılacak simülasyon çalışmasında yardımcı değişken olarak kullanılacaktır.

2.1.1. BRÖ Yöntemiyle Yığın Ortalamasının ve Yığın Varyansının Tahmini

Bölgedeki portakal bahçelerinin hasar düzeyine ilişkin yığın ortalaması (μ_x) ve yığın varyansını (σ_x^2) tahmin etmek amacıyla araştırma yığından örneğe seçilen portakal bahçelerinin hasar düzeylerine ilişkin gözlenen değerleri aşağıda verilmiştir.

$$x_i = \{85, 55, 15, 74, 24, 26, 50, 21, 35\}$$

Hasar düzeyine (X) ilişkin yığın ortalaması (μ_x);

$$\bar{x}_{BRÖ} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\bar{x}_{BRÖ} = \frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 x_i = \frac{1}{9} (85 + 55 + \dots + 35)$$

$$\bar{x}_{BRÖ} = 42,778$$

olarak tahmin edilmiştir.

Yığın varyansı ise;

$$s_{BRÖ}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_{BRÖ})^2$$

$$s_{BRÖ}^2 = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^9 (x_i - 42,778)^2 = \frac{1}{8} \{(85 - 42,778)^2 + (55 - 42,778)^2 \dots + (35 - 42,778)^2\}$$

$$s_{BRÖ}^2 = 612,44$$

olarak tahmin edilmiştir.

2.1.2. SKÖ Yöntemiyle Yığın Ortalamasının ve Yığın Varyansının Tahmini

Bölgedeki portakal bahçelerinin hasar düzeyine (X) ilişkin yığın ortalamasını (μ_x) ve yığın varyansını (σ_x^2) tahmin etmek için SKÖ süreci ve bu süreç sonunda nihai örneğe seçilen portakal bahçelerinde tespit edilen hasar düzeyleri Tablo 2'de verilmiştir.

SKÖ sürecinde, her kümede yer alan bahçelerin eksper tarafından hasar düzeylerine göre küçükten büyüğe hatasız sıralandığı varsayılmıştır. Bu süreç sonunda toplam 27 bahçe hasar düzeyleri bakımından eksperin deneyimine göre sıralanmış fakat sadece nihai örneğe seçilen dokuz bahçede hasar tespiti için ölçüm yapılmıştır.

Tablo 2: SKÖ ile Yığından Seçilen Birimler (k=3 ve r=3)

⊖	BRÖ ile seçilen n=k ² büyüklüğünde örnekler (x _i ^r ; i=1,2,...,n; r=1,2,3)	k büyüklüğünde k adet küme			Görsel Sıralama			SKÖ			
					1	2	3	1	2	3	
1	(x ₁ ¹ , x ₂ ¹ , x ₃ ¹ , x ₄ ¹ , x ₅ ¹ , x ₆ ¹ , x ₇ ¹ , x ₈ ¹ , x ₉ ¹) {41, 86, 43, 65, 73, 52, 44, 70, 72}	1. Küme	x ₉ ¹	x ₇ ¹	x ₄ ¹	x ₇ ¹	x ₄ ¹	x ₉ ¹	44		
		2. Küme	x ₃ ¹	x ₁ ¹	x ₅ ¹	x ₁ ¹	x ₃ ¹	x ₅ ¹		43	
		3. Küme	x ₂ ¹	x ₆ ¹	x ₈ ¹	x ₆ ¹	x ₈ ¹	x ₂ ¹			86
2	(x ₁ ² , x ₂ ² , x ₃ ² , x ₄ ² , x ₅ ² , x ₆ ² , x ₇ ² , x ₈ ² , x ₉ ²) {13, 42, 50, 68, 25, 17, 40, 40, 14}	1. Küme	x ₁ ²	x ₇ ²	x ₉ ²	x ₁ ²	x ₉ ²	x ₇ ²	13		
		2. Küme	x ₂ ²	x ₆ ²	x ₄ ²	x ₆ ²	x ₂ ²	x ₄ ²		42	
		3. Küme	x ₈ ²	x ₅ ²	x ₃ ²	x ₅ ²	x ₈ ²	x ₃ ²			50
3	(x ₁ ³ , x ₂ ³ , x ₃ ³ , x ₄ ³ , x ₅ ³ , x ₆ ³ , x ₇ ³ , x ₈ ³ , x ₉ ³) {17, 25, 33, 35, 14, 18, 25, 43, 36}	1. Küme	x ₂ ³	x ₉ ³	x ₁ ³	x ₁ ³	x ₂ ³	x ₉ ³	17		
		2. Küme	x ₃ ³	x ₇ ³	x ₅ ³	x ₃ ³	x ₇ ³	x ₅ ³		25	
		3. Küme	x ₄ ³	x ₆ ³	x ₈ ³	x ₆ ³	x ₄ ³	x ₈ ³			43

Tablo 2’de gösterildiği üzere, SKÖ sütununa kadar gerçek ölçüm yapılmadığından birimler değişken cinsinden ifade edilmiştir. SKÖ ile ilgili matematiksel gösterimlerde sıra ve küme değişkenleri indis olarak kullanıldığından, Tablo 2 bu değişkenlere göre yeniden düzenlenmiş ve nihai örnek Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 3: SKÖ Örneği (k=3 ve r=3; n=kr)

Döngü (r)	SKÖ Sıralı Kümeler (k)		
	1	2	3
1	44	43	86
2	13	42	50
3	17	25	43

SKÖ ile elde edilen örnek verilerinden hasar düzeyine (X) ilişkin yığın ortalamasının (μ_x) tahmini, Eşitlik 1’e göre;

$$\bar{x}_{SKÖ} = \frac{1}{rk} \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^k x_{[ij]}$$

$$\bar{x}_{SKÖ} = \frac{1}{3 \times 3} (x_{[1]1} + x_{[2]1} + \dots + x_{[3]3})$$

$$\bar{x}_{SKÖ} = \frac{1}{9} (44 + 43 + \dots + 43)$$

$$\bar{x}_{SKÖ} = 40,33 \text{ olarak bulunmuştur.}$$

Yığın varyansının ilk tahmini Eşitlik 2’de verilen S_{Stokes}^2 ile yapıldığında;

$$s_{Stokes}^2 = \frac{1}{rk - 1} \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^k (x_{[ij]} - \bar{x}_{SKÖ})^2$$

$$s_{Stokes}^2 = \frac{1}{8} \sum_{j=1}^3 \sum_{i=1}^3 (x_{[ij]} - 40,33)^2 = \frac{1}{8} \{ (44 - 40,33)^2 + (43 - 40,33)^2 + \dots + (43 - 40,33)^2 \}$$

$$s_{Stokes}^2 = 467 \text{ olarak bulunmuştur.}$$

Yığın varyansının ikinci tahmini ise Eşitlik 3’te verilen S_M^2 ile yapılmıştır. S_M^2 ’nin açılımı çok uzun olduğundan hesaplamaların detayı Ek A’da verilmiştir. Burada sadece Ek A’daki sonuçlar kullanılarak S_M^2 hesaplanmıştır. Buna göre yığın varyansının tahmini;

$$s_M^2 = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (x_{[ij]} - x_{[il]})^2}{2k^2 r^2} + \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (x_{[ij]} - x_{[jl]})^2}{2k^2 r(r-1)}$$

$$s_M^2 = \frac{\{(44 - 43)^2 + (44 - 42)^2 + \dots + (43 - 25)^2\}}{2 \times 3^2 \times 3^2} + \frac{\{(44 - 44)^2 + (44 - 13)^2 + \dots + (43 - 43)^2\}}{2 \times 3^2 \times 3 \times (3 - 1)}$$

$$s_M^2 = \frac{56220}{162} + \frac{11028}{108}$$

$$s_M^2 = 449,148 \text{ olarak bulunmuştur.}$$

Aynı tahmin sonucu bahsedildiği üzere tek yönlü varyans analizi yardımıyla daha az işlem yaparak bulunabilmektedir. Bunun için sıralı kümeler, sıra faktörünün üç düzeyi gibi düşünülerek tek yönlü varyans analizi çözümlenmesinden yararlanılacaktır. Eşitlik 4'te verilen formüle göre S_M^2 'nin bulunabilmesi için gerekli bileşenler aşağıda hesaplanmıştır.

$$\bar{X} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^r x_{ij} \text{ ve } \bar{X}_i = \frac{\sum_{j=1}^r x_{ij}}{r}$$

$$GAKT = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2 \Rightarrow GAKT = 1898 \text{ ve } GAKO = \frac{GAKT}{k-1} \Rightarrow GAKO = 949$$

$$HKT = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^r (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_i)^2 \Rightarrow HKT = 1838 \text{ ve } HKO = \frac{HKT}{k(n-1)} \Rightarrow HKO = 306,333$$

Bulunan değerler Eşitlik 4'te yerine yazıldığında yığın varyansının tahmini,

$$s^2 = \frac{1}{rk} \{ (k-1)GAKO + (rk-k+1)HKO \} = \frac{1}{3 \times 3} \{ (2) \times 949 + (7) \times 306,333 \}$$

$$s^2 = 449,148 \text{ olarak bulunur.}$$

Burada da görüldüğü gibi S_M^2 , varyans analizi yaklaşımıyla daha kolay hesaplanabilmektedir.

2.2. Uygulama 2: Yığın Ortalamasının ve Yığın Varyansının SKÖ ve BRÖ Yöntemiyle Tahmin Edilmesine Yönelik Simülasyon Çalışması

Uygulama 1 başlığı altında incelenen araştırma yığını için portakal bahçelerindeki ortalama hasar düzeyine ve hasar düzeyinin varyansına ilişkin SKÖ ve BRÖ yöntemleriyle seçilen tek bir örnekten elde edilen bu tahminler, parametrenin birer nokta tahminidir. Araştırmada ele alınan örnekleme yöntemleri ve tahmin edicilerden hangisinin kullanılabilmesine dair bir öneride bulunabilmek için gerekli ölçütleri deneysel olarak elde etmek amacıyla bilgisayar ortamında bir simülasyon çalışması yapılmıştır. Bu amaçla FORTRAN programlama dili kullanılarak yazılan bilgisayar programı ile portakal bahçelerinin oluşturduğu araştırma yığından (N=340) aynı büyüklükte (n=9 ve k, r=3) 2.000.000 adet örnek SKÖ ve BRÖ yöntemleriyle seçilmiştir. Seçilen bu örneklerden ortalama ve varyans istatistikleri hesaplanmıştır.

BRÖ ile seçilen örneklerden $\bar{X}_{BRÖ}$ ve $S_{BRÖ}^2$ istatistikleri, SKÖ ile seçilen örneklerde ise, ilk önce kümelere ayrılan birimlerin hasar düzeyi (X) değişkenine göre hatasız sıralandığı varsayımı altında $\bar{X}_{SKÖ}$, S_{Stokes}^2 ve S_M^2 istatistikleri hesaplanmıştır. Daha sonra ise aynı kümelere sıralama işlemi bu kez arazi büyüklüğü yardımcı değişkenine (Y) göre yeniden yapılarak (sırlamanın mükemmel olmadığı, hatalı olduğu durumu incelemek amacıyla) elde edilen SKÖ örneğinden aynı istatistikler tekrar hesaplanmıştır. Bu istatistiklerin, yardımcı değişken kullanılarak elde edildiğini vurgulamak amacıyla alt indisinde Y harfi kullanılmış ve istatistikler $\bar{X}_{SKÖ|Y}$, $S_{Stokes|Y}^2$ ve $S_{M|Y}^2$ simgeleriyle gösterilmiştir.

Tahmin edicilerin etkinliğinin belirlenmesinde ise tahmin edicinin varyansı ya da HKO ölçü olarak kullanılmıştır. Bir tahmin edicinin varyansı, tahmin değerleri ile tahmin edicinin beklenen değeri arasındaki sapmayı dikkate alırken; HKO ise tahmin değerleri ile parametrenin gerçek değeri arasındaki sapmayı dikkate almaktadır.

$$\text{Var}(\hat{\text{İstatistik}}) = E(\hat{\text{İstatistik}} - E(\hat{\text{İstatistik}}))^2 \quad (5)$$

$$HKO(\hat{I}statistik)=E(\hat{I}statistik-Parametre)^2 \quad (6)$$

HKO, hem varyansı hem de yanlılığı kontrol ettiğinden bu değerin küçük olması, hem varyansın hem de yanın küçük olmasını gerektirmektedir. Onun için bazen küçük HKO'na sahip tahmin edici tercih edilir (Akdi, 2005, s.322-323). Eğer tahmin edici yansız ise tahmin edicinin HKO ve varyansı birbirine eşit olmaktadır.

Karşılaştırılacak tahmin ediciler yansız ise, daha küçük varyansa sahip olan tahmin edicinin diğerine göre daha etkin olduğu kabul edilir. İstenirse karşılaştırma, görelî etkinlik ölçütü kullanarak da yapılabilir. Bir tahmin edicinin diğerine göre Görelî Etkinliği (GE), tahmin edicilerin varyanslarının oranıdır (Erdem, 2012, s.276).

$$GE=\frac{Var(\hat{I}statistik_1)}{Var(\hat{I}statistik_2)} \quad (7)$$

Bu araştırma kapsamında aynı parametreyi tahminde kullanılacak tahmin edicilerden hangisinin tercih edileceğinin belirlenmesine ilişkin kısa bilgiler verildikten sonra, simülasyon sonucunda hesaplanan istatistiklerin beklenen değeri, varyansı ve HKO aşağıda verilen formüller yardımıyla hesaplanmıştır:

$$E(\hat{I}statistik)=\frac{1}{2000000} \sum_{i=1}^{2000000} \hat{I}statistik_i$$

$$Var(\hat{I}statistik)=\frac{1}{1999999} \sum_{i=1}^{2000000} (\hat{I}statistik_i - E(\hat{I}statistik))^2$$

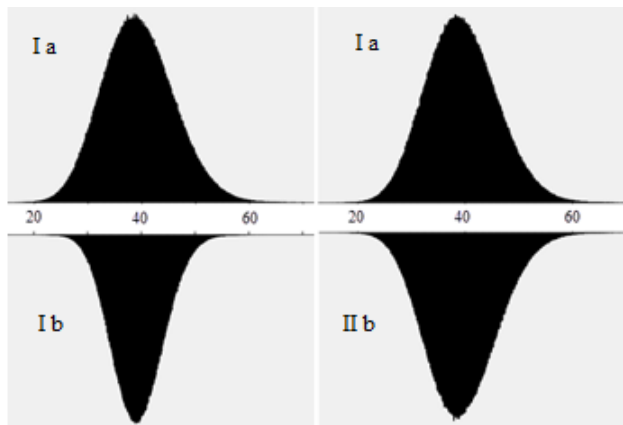
$$HKO(\hat{I}statistik)=\frac{1}{2000000} \sum_{i=1}^{2000000} (\hat{I}statistik_i - Parametre)^2$$

2.2.1. Simülasyon Sonuçları

Bu bölümde öncelikle simülasyon sonucunda elde edilen istatistiklerin dağılım grafikleri verilecektir. Daha sonra tüm istatistikler için özet bilgiler tablolar halinde sunulacak ve belirtilen ölçütler kullanılarak sonuçlar yorumlanacaktır.

Simülasyon ile araştırma yığınından BRÖ ve SKÖ yöntemiyle seçilen aynı genişlikte (n=9) örneklerden hesaplanan ortalamalara ilişkin dağılım grafikleri (istatistiklerin örnekleme dağılımları) Şekil 2' de gösterilmiştir.

Şekil 2: Örnek Ortalamalarının Dağılımları (I a- $\bar{X}_{BRÖ}$, I b- $\bar{X}_{SKÖ}$, II b- $\bar{X}_{SKÖY}$)



Şekil 2 incelendiğinde $\bar{X}_{SKÖ}$ ile yapılan tahminlerin (I b), yığın ortalaması (μ_x) etrafında $\bar{X}_{BRÖ}$ 'ye göre (I a) daha fazla yoğunlaştığı görülmektedir. Bu nedenle $\bar{X}_{SKÖ}$ 'nün $\bar{X}_{BRÖ}$ 'ye (I a) göre daha küçük varyansa sahip olduğu söylenebilir. Ortalamaya ait varyansta gözlenen azalmanın, SKÖ yönteminde yardımcı değişken kullanıldığında (II b) tam olarak gerçekleştiği söylenemez. $\bar{X}_{SKÖ|Y}$ istatistiğinin varyansı, $\bar{X}_{BRÖ}$ istatistiğinin varyansına yaklaşmıştır. Bu durum, hasar düzeyi (X) değişkeni ile arazi büyüklüğü (Y) değişkeni arasındaki düşük korelasyondan kaynaklanmaktadır. Bu ilişkinin zayıf olması, hasar oranlarının, arazi büyüklüğüne göre sıralanmasının hatalar içermesine, doğru sıralamanın tam olarak gerçekleşmemesine neden olmaktadır.

Ortaya çıkan sonuçların daha iyi görülebilmesi bakımından SKÖ ve BRÖ yöntemlerine dayalı elde edilen ortalamalara ilişkin özet bilgiler ve tahmin edicilerin BRÖ' ye göre GE değerleri Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4: Örnek Ortalamaların Dağılımlarına İlişkin Özet Bilgiler ve $\bar{X}_{BRÖ}$ 'ye göre GE Değerleri

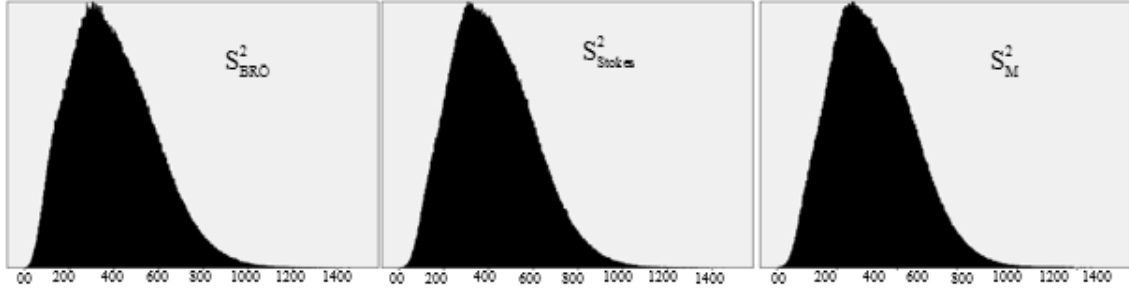
Tahmin edici	En Küçük	En Büyük	Ortalama	Varyans	HKO	GE
$\bar{X}_{SKÖ}$	20,441	64,783	39,305	21,970	21,969	1,948
$\bar{X}_{SKÖ Y}$	16,224	72,226	39,305	37,708	37,721	1,135
$\bar{X}_{BRÖ}$	13,781	73,787	39,308	42,801	42,800	1

Tablo 4 incelendiğinde, tahmin edicilerin beklenen değerleri, yığın ortalamasının gerçek değerine yakın çıkmıştır. Kısaca, tahmin edicilerin yığın ortalamasını ($\mu_x=39,188$) yansız tahmin ettikleri söylenebilir. Simülasyon sonuçları, tahmin edicilerin yansız olduklarına dair teorik sonuçlar ile örtüşmektedir. Tablo 4'ten tahmin ediciler içerisinde $\bar{X}_{SKÖ}$ 'nün en küçük varyansa sahip olduğu görülmektedir. Hesaplanan GE değerleri dikkate alınarak sonuçlar duyarlılık ve örnekleme maliyeti açısından yorumlandığında ise, aynı maliyetle SKÖ yöntemiyle, yığın ortalaması için BRÖ'ye göre yaklaşık olarak iki kat daha duyarlı tahminler elde edilebileceği ya da aynı duyarlılıkta tahminler yapabilmek için SKÖ yönteminde, BRÖ ile incelenmesi gereken örnek büyüklüğünün yarısı büyüklüğünde bir örneğin yeterli olabileceği söylenebilir.

Sıralamada yardımcı değişkeninin kullanılması durumunda ise elde edilen $\bar{X}_{SKÖ|Y}$ 'nün varyansı, $\bar{X}_{BRÖ}$ 'nün varyansından daha küçük olmakla birlikte, etkinliğinin $\bar{X}_{SKÖ}$ 'ye göre oldukça azaldığı görülmektedir. Sonuç olarak SKÖ, iyi uygulandığı takdirde örnekleme maliyetini azaltan ve BRÖ'ye göre yığın ortalaması için daha etkin tahminlerin yapılabileceği bir örnekleme yöntemidir.

Simülasyon ile araştırma yığınının BRÖ ve SKÖ yöntemi kullanılarak seçilen örneklerden hesaplanan varyansların dağılım grafikleri Şekil 3' te, varyans tahminlerine ilişkin özet bilgiler ve tahmin edicilerin $S_{BRÖ}^2$ 'ye göre GE değerleri ise Tablo 5'te gösterilmiştir.

Şekil 3: Örnek Varyanslarının Dağılımları (SKÖ için hatasız sıralama durumunda)



Tablo 5: Varyans Tahminlerinin Dağılımlarına İlişkin Özet Bilgiler ve Tahmin Edicilerin $S^2_{BRÖ}$ 'ye göre GE Değerleri

Tahmin edici	En Küçük	En Büyük	Ortalama	Varyans	HKO	GE
S^2_{Stokes}	7,36	1449,28	419,14	32591,17	33256,20	1,038
S^2_M	7,26	1308,41	395,71	27900,92	27906,49	1,237
$S^2_{Stokes Y}$	5,53	1444,69	401,43	34620,39	34685,77	0,996
$S^2_{M Y}$	5,56	1425,23	395,68	33359,02	33364,42	1,035
$S^2_{BRÖ}$	5,44	1453,69	395,83	34523,60	34529,74	1

Tablo 5'te gösterildiği üzere, S^2_M 'nin ve $S^2_{BRÖ}$ 'nün beklenen değerlerine bakıldığında bu değerlerin ($S^2_M = 395,71$ ve $S^2_{BRÖ} = 395,83$), yığın varyansına ($\sigma_x^2 = 393,347$) oldukça yakın olduğu görülmektedir. S^2_{Stokes} ise yığın varyansını gerçek değerinden büyük (yanlı) tahmin etmiştir. Stokes'un önerdiği tahmin edici yanlı bir tahmin edicidir ancak tekrar sayısı (r) ya da küme büyüklüğü (k) arttıkça asimptotik olarak yansız olur (Ünyazıcı, 2008, s.38). Tekrar sayısı ya da küme büyüklüğünün artırılması halinde, örnek genişliği de artacağından, bu durumun örnekleme maliyetinin de yükselteceği unutulmamalıdır.

Tablo 5 'te verilen tahmin edicilerin HKO ve GE değerleri incelendiğinde, yığın varyansının tahmininde mükemmel sıralama koşuluyla SKÖ altında hesaplanan S^2_M 'nin en küçük HKO'na sahip olduğu görülmektedir. S^2_{Stokes} 'un ise yanlı fakat $S^2_{BRÖ}$ 'ye göre daha küçük HKO'na sahip olduğu gözlenmektedir.

SKÖ yönteminde, sıralamanın arazi büyüklüğü (Y) yardımcı değişkenine göre yapılması halinde elde edilen sonuçlar incelendiğinde ise $S^2_{M|Y}$ 'nin, S^2_M ile yaklaşık olarak aynı beklenen değere sahip olduğu fakat HKO büyüdüğünden dolayı etkinliğinin azaldığı görülmektedir. $S^2_{Stokes|Y}$ 'de ise yanın küçüldüğü fakat HKO'nın büyüdüğü ve $S^2_{BRÖ}$ ile yaklaşık aynı HKO'na sahip olduğu, bu şartlarda iki tahmin edicinin de aynı etkinlikte oldukları söylenebilir.

Sıralamanın tamamen rastgele yapılması halinde SKÖ ile örnekleme birimleri tamamen rastgele seçileceklerinden, SKÖ ve BRÖ ile birimlerin örneğe seçilmesi aynı yonteme (tamamen rastgeleliğe) dayanacaktır. Bu durumda SKÖ, bir anlamda BRÖ'ye dönüşmektedir. Yukarıda bahsedildiği üzere SKÖ sürecinde, asıl değişkenle (X) zayıf ilişkisi olan ($\rho_{xy} = -0,394$) bir yardımcı değişken (Y) kullanılarak sıralama yapıldığı için ortaya çıkan sıralama hataları Tablo 4 ve Tablo 5'te görüldüğü üzere tahmin edicilerin etkinliklerine de olumsuz şekilde yansımıştır.

Sonuç olarak yığın ortalamasını tahmin etmek için SKÖ yöntemini BRÖ yöntemine tercih eden araştırmacı, seçtiği örnekten yığın varyansını da tahmin etmek isterse, SKÖ için önerilen iki

tahmin ediciden birini kullanmak durumunda olduğundan S_{Stokes}^2 'a göre daha iyi sonuçlar veren S_M^2 'yi tercih edebilir.

2.3. Uygulama 3: Bir Bahçede Don Nedeniyle Oluşan Hasarın SKÖ ve BRÖ Yöntemiyle Tahmin Edilmesine İlişkin Simülasyon Çalışması ve Sonuçları

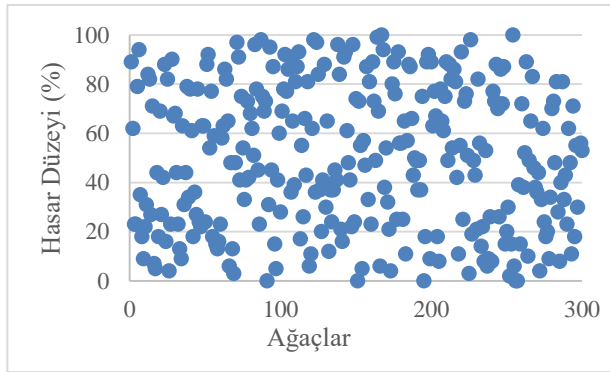
Bu bölümde meteorolojik risk faktörlerinden biri olan don olayı sonucunda bir bahçede meydana gelen hasarın tahmini konusu ele alınmıştır. Don hasarı, teminat kapsamındaki ürünün belirlenmiş olan fenolojik döneminde, hava sıcaklığının 0 °C' nin altına düşmesi sonucunda, ürün hücrelerinin donarak parçalanmasıyla üründe meydana gelen miktar kaybı olarak tanımlanmaktadır.

Don hasarının toprak yüzeyinden belli bir yüksekliğe kadar olması, don olayının ayırt edici özelliğidir. Don hasarının dağılımı daha uniform olduğundan don sigortasının organizasyonu ve sebep olduğu hasarın belirlenmesi daha doğru olmaktadır (Çetin, 2007, s.62).

Örnekleme amacıyla seçilecek ağaçların sayısı hasarlı bahçenin tamamını temsil edecek şekilde bahçenin büyüklüğüne göre belirlenir (Yalçınkaya, 2015). Bir bahçede don olayının ağaçlarda meydana getirdiği hasarın (% olarak) SKÖ ve BRÖ yöntemleriyle tahmin edilmesini incelemek amacıyla bilgisayar ortamında simülasyon çalışması yapılmıştır. Bahçedeki ağaç sayısı 300 olarak alınmış ve don hasarını tahmin etmek için ise 9 ağaç incelenmiştir. Don olayının bahçedeki ağaçlarda meydana getirdiği hasarı temsil etmek amacıyla ağaçlardaki hasarlanmanın %0 ile %100 aralığında olduğu varsayımıyla [0,100] aralığında Uniform dağılım 300 adet yapay veri üretilmiştir. Üretilen bu yapay verilerden bahçenin hasar ortalaması (μ_x) % 50,00; varyansı ise $\sigma^2=833,113$ olarak hesaplanmıştır.

Don olayı sonucunda bahçedeki ağaçlarda meydana gelen hasarların dağılımı Şekil 4'te verilmiştir.

Şekil 4: Don Olayı Sonucunda Bahçedeki Ağaçlarda Meydana Gelen Hasarların Dağılımı



FORTRAN diliyle yazılan bilgisayar programı ile yapay hasar verilerinden oluşan bu yığından (N=300) dokuz birimlik (n=9) 2.000.000 adet örnek SKÖ ve BRÖ yöntemiyle seçilmiştir. Bu örneklerden hesaplanan ortalama istatistikleri yardımıyla bahçede don nedeniyle meydana gelen hasar tahmin edilmiştir. SKÖ ile seçilen örneklerde ise, kümelerdeki birimlerin hasar düzeyi değişkenine göre hatasız sıralandığı varsayılmış ve küme büyüklüğü (k) üç olarak alınmıştır. Simülasyon ile elde edilen sonuçların daha iyi görülebilmesi bakımından SKÖ ve BRÖ yöntemlerine dayalı elde edilen ortalama istatistiklerine ilişkin özet bilgiler ve SKÖ'nin BRÖ' ye göre GE değeri Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6: Örnek Ortalamaları ilişkin Özet Bilgiler ve SKÖ'nin BRÖ'ye göre GE Değeri

Tahmin edici	En Küçük	En Büyük	Ortalama	Varyans	HKO	GE
$\bar{X}_{SKÖ}$	18,78	83,56	50,10	43,85	43,86	2,06
$\bar{X}_{BRÖ}$	7,56	89,00	50,11	90,53	90,54	1,00

Tablo 6 'da gösterildiği üzere, bahçede meydana gelen don hasarı, SKÖ yöntemi kullanılarak seçilen dokuz ağacın incelenmesi sonucunda en düşük %18,78, en büyük %83,56 olarak tahmin edilmiştir. BRÖ yöntemiyle aynı sayıda ağacın incelenmesi durumunda ise hasar en düşük %7,56, en yüksek %89,00 olarak tahmin edilmiştir. Her iki tahmin edicinin deneysel olarak elde edilen beklenen değerlerinin ($\bar{X}_{SKÖ} = \%50,10$ ve $\bar{X}_{BRÖ} = \%50,11$), bahçede meydana gelen gerçek hasara düzeyine (%50,00) çok yakın olduğu görülmektedir.

Tablo 6'da, bu iki tahmin ediciden $\bar{X}_{SKÖ}$ 'nün daha küçük varyansa sahip olduğu da görülmektedir. Hesaplanan GE değeri dikkate alındığında ise, aynı sayıda örnek zararlanma noktasının (dokuz ağacın) SKÖ yöntemiyle seçilerek incelenmesi durumunda, bahçede meydana gelen hasar için BRÖ'ye göre iki kat daha duyarlı tahminler elde edilebileceği söylenebilir. Simülasyon sonucuna göre, SKÖ yöntemiyle don olayı neticesinde bahçede meydana gelen hasar daha hassas tahmin edilebilmektedir.

SONUÇ

Ülkemizde tarım sigortaları giderek yaygınlaşmaktadır. 2014 yılı TARSİM faaliyet raporuna göre, 2011 yılında 587716 adet olan poliçe sayısı 2014 yılında 1086612 adede ulaşmış olup, bu poliçelerin %94,8'lik kısmı ise bitkisel ürün dalında üretilmiştir.

Sigortacılık alanında yürütülen birçok çalışma, SKÖ yöntemiyle incelenebilecek niteliktedir. Bu araştırma ile don, dolu veya sel gibi tarımsal risk faktörleri sonucunda bir bölgede meydana gelen hasarın belirlenmesinde ya da sigortalı bir tarım alanındaki hasarın tespitinde örnekleme yöntemine başvurulması halinde, SKÖ yönteminin BRÖ yöntemine göre daha üstün olduğu, gerçek ve yapay verilerin kullanıldığı simülasyon çalışmaları ile gösterilmiştir.

İyi uygulanması halinde SKÖ yöntemiyle, BRÖ'ye göre yığın ortalaması ve yığın varyansı için daha etkin tahminler yapılabilenkte veya BRÖ ile aynı duyarlılığa sahip tahminler daha düşük maliyetle elde edilebilmektedir. Bu çalışmanın sonuçları dikkate alındığında, sigortalanmış bir tarımsal alanda olası riskler nedeniyle meydana gelebilecek hasarın tespitinde veya saha çalışması içeren araştırmalarda SKÖ yöntemi kullanılabilir.

Kaynakça

- Akdi, Y. (2005). *Matematiksel İstatistiğe Giriş*. Ankara: Bıçakçılar Kitabevi Yayın no:13.
- Çetin, B. (2007). *Tarım Sigortaları*. Ankara: Nobel.
- Dell, D.R., & Clutter, J.L. (1972). Ranked Set Sampling Theory Width Order Statistics Background. *Biometrics*, 545-555.
- Erdem, İ. (2012). *Matematiksel İstatistik Problemler ve Çözümleri*. Ankara: Seçkin Yayıncılık San ve Tic. A.Ş.

- Gökdemir, E., Özdemir, Y. A., ve Esin, A.A. (2005). Sıralı küme örneklemesinin farklı tasarımları altında yığın ortalamasına ilişkin tahmin edicilerin etkinliklerinin karşılaştırılması. *G.Ü. Fen Bilimleri Dergisi*, 18(3), 329-339.
- MacEachern, S., Öztürk, Ö., & Wolfe, D. (2002). A new ranked set sample estimator of variance. *Journal of Royal Statistics Society B*, 64(2), 177-188.
- McIntyre, G.A. (1952). A method for unbiased selective sampling using ranked sets. *Australian Journal of Agricultural Research*, 3, 385-390.
- Özdemir, Y.A. ve Gündüz, N. (2006). Sıralı Küme Örneklemesinde Yığın Oranının Tahmini, *5. İstatistik Günleri Sempozyumu Bildiriler Kitabı*, 275-280.
- Öztürk, Ö., Bilgin, O., & Wolfe, D. (2005). Estimation of population mean and variance in flock management: a ranked set sampling approach in a finite population setting. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 75(11), 905-919.
- Özgül, N. (2007). *İki Safhalı Örnekleme Yönteminde Ortalama Tahmin Edicileri*, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- Patil, G.P. (2002). Ranked Set Sampling. Erişim Tarihi:(5.10.2015), <http://sites.stat.psu.edu/~gpp/pdfs/TR2001-0203.pdf>
- Stokes, S.L. (1980). Estimation of Variance Using Judgement Ordered Ranked set samples. *Biometrics*, 36(1), 35-42.
- Takahashi, K., & Wakimoto, K. (1968). On unbiased estimates of the population mean based on the sample stratified by means of ordering. *Annals of the Institute Statistical Mathematics*, 20, 1-31.
- Tanrıvermiş, H. (1993). *Tarımsal Sigortalarda Kıymet Takdiri ve Türkiye'deki Uygulamaların Değerlendirilmesi Üzerine Bir Araştırma*, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Ankara Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- TARSİM. (2015). Tarım Sigortaları Havuzu. Erişim Tarihi:(12.12.2015), www.tarsim.gov.tr
- TARSİM. (2016). A'dan Z'ye TARSİM. Erişim Tarihi:(22.02.2016), www.tarsim.gov.tr
- TARSİM. (2016). Tarım Sigortaları Havuzu 2014 Yılı Faaliyet Raporu. Erişim Tarihi:(20.02.2016), www.tarsim.gov.tr
- Ünyazıcı, Y. (2008). *Bazı Örnekleme Tasarımlarında Varyans Tahmin Yöntemleri*, (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- Yalçınkaya, E. (2015). *Bitkisel Ürünler Ekspertiz Eğitim Notları: Meyvelerde Hasar Tespit Uygulama Esasları*. İstanbul: TARSİM.

Yıldız, H. (2007). *Sıralı Küme Örnekleme Yöntemiyle Yatırımcı Profili Analizi, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi)*. Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.

EK A**Tablo 3: SKÖ Örneği (k=3 ve r=3; n=kr)**

Döngü (r)	SKÖ Sıralı Kümeler(k)		
	1	2	3
1	44	43	86
2	13	42	50
3	17	25	43

Tablo 3' te verilen uygulama örneği için, Eşitlik 3'te verilen S_M^2 'nin

$$S_M^2 = \frac{\sum_{t \neq i}^k \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (X_{[tj]} - X_{[il]})^2}{2k^2r^2} + \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (X_{[ij]} - X_{[il]})^2}{2k^2r(r-1)}$$

formülü ile hesaplanması uzun ve karmaşık olduğundan ilk önce kümeler arası değişkenliğin hesaplandığı ilk kısım; daha sonra kümeler içi değişkenliğin hesaplandığı formülün ikinci kısım açılarak hesaplamalar yapılacaktır.

$$\frac{\sum_{t \neq i}^k \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (X_{[tj]} - X_{[il]})^2}{2k^2r^2}$$

ifadesinin payında yer alan $\sum_{t \neq i}^k \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (X_{[tj]} - X_{[il]})^2$ bileşeni, sıralı kümedeki her birimin diğer

sıralı kümelerdeki her birimle farklarının karesini mümkün olan ikili sıralı kümelerin tümü için hesaplamaktadır. Bu bileşenin açılımı şu şekildedir:

$$i=2 \left. \begin{array}{l} t=1 \\ \text{için} \end{array} \right\} \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(1j)} - x_{(2l)})^2 \left. \begin{array}{l} j=1 \\ j=2 \\ j=3 \end{array} \right\} \left. \begin{array}{l} \sum_{l=1}^3 (x_{(11)} - x_{(2l)})^2 = (44-43)^2 + (44-42)^2 + (44-25)^2 = 366 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(12)} - x_{(2l)})^2 = (13-43)^2 + (13-42)^2 + (13-25)^2 = 1885 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(13)} - x_{(2l)})^2 = (17-43)^2 + (17-42)^2 + (17-25)^2 = 1365 \end{array} \right\} 3616$$

$$i=1 \left. \begin{array}{l} t=2 \\ \text{için} \end{array} \right\} \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(2j)} - x_{(1l)})^2 \left. \begin{array}{l} j=1 \\ j=2 \\ j=3 \end{array} \right\} \left. \begin{array}{l} \sum_{l=1}^3 (x_{(21)} - x_{(1l)})^2 = (43-44)^2 + (43-13)^2 + (43-17)^2 = 1577 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(22)} - x_{(1l)})^2 = (42-44)^2 + (42-13)^2 + (42-17)^2 = 1470 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(23)} - x_{(1l)})^2 = (25-44)^2 + (25-13)^2 + (25-17)^2 = 569 \end{array} \right\} 3616$$

$$\left. \begin{array}{l} t=1 \\ i=3 \end{array} \right\} \text{için } \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(1)j} - x_{(3)l})^2 \left. \begin{array}{l} j=1 \\ j=2 \\ j=3 \end{array} \right\} \left. \begin{array}{l} \sum_{l=1}^3 (x_{(1)1} - x_{(3)l})^2 = (44-86)^2 + (44-50)^2 + (44-43)^2 = 1801 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(1)2} - x_{(3)l})^2 = (13-86)^2 + (13-50)^2 + (13-43)^2 = 7598 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(1)3} - x_{(3)l})^2 = (17-86)^2 + (17-50)^2 + (17-43)^2 = 6526 \end{array} \right\} 15925$$

$$\left. \begin{array}{l} t=3 \\ i=1 \end{array} \right\} \text{için } \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(3)j} - x_{(1)l})^2 \left. \begin{array}{l} j=1 \\ j=2 \\ j=3 \end{array} \right\} \left. \begin{array}{l} \sum_{l=1}^3 (x_{(3)1} - x_{(1)l})^2 = (86-44)^2 + (86-13)^2 + (86-17)^2 = 11854 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(3)2} - x_{(1)l})^2 = (50-44)^2 + (50-13)^2 + (50-17)^2 = 2494 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(3)3} - x_{(1)l})^2 = (43-44)^2 + (43-13)^2 + (43-17)^2 = 1577 \end{array} \right\} 15925$$

$$\left. \begin{array}{l} t=2 \\ i=3 \end{array} \right\} \text{için } \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(2)j} - x_{(3)l})^2 \left. \begin{array}{l} j=1 \\ j=2 \\ j=3 \end{array} \right\} \left. \begin{array}{l} \sum_{l=1}^3 (x_{(2)1} - x_{(3)l})^2 = (43-86)^2 + (43-50)^2 + (43-43)^2 = 1898 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(2)2} - x_{(3)l})^2 = (42-86)^2 + (42-50)^2 + (42-43)^2 = 2001 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(2)3} - x_{(3)l})^2 = (25-86)^2 + (25-50)^2 + (25-43)^2 = 4670 \end{array} \right\} 8569$$

$$\left. \begin{array}{l} t=3 \\ i=2 \end{array} \right\} \text{için } \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(3)j} - x_{(2)l})^2 \left. \begin{array}{l} j=1 \\ j=2 \\ j=3 \end{array} \right\} \left. \begin{array}{l} \sum_{l=1}^3 (x_{(3)1} - x_{(2)l})^2 = (86-43)^2 + (86-42)^2 + (86-25)^2 = 7506 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(3)2} - x_{(2)l})^2 = (50-43)^2 + (50-42)^2 + (50-25)^2 = 738 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(3)3} - x_{(2)l})^2 = (43-43)^2 + (43-42)^2 + (43-25)^2 = 325 \end{array} \right\} 8569$$

Bu bileşenin hesaplanmasıyla Tablo 3'te verilen SKÖ örneği için sıraları farklı olan mümkün ikili gruplar (1-2 ve 2-1; 1-3 ve 3-1; 2-3 ve 3-2 olmak üzere 6 ikili grup) arasında 54 adet ikili terimin farklarının kareleri toplamı elde edilmiş olur. Dikkat edilirse $\sum_{i=1}^k = \sum_{i=r}^r$ olduğu görülmektedir.

Araştırmacı isterse sıralı kümelerin ikili kombinasyonları için (1-2, 1-3 ve 2-3) hesaplamaları yapıp, bulduğu toplamın iki katını alırsa aynı sonuca daha az işlemle ulaşabilir.

$$S_M^2 \text{ 'nin ikinci bileşeni olan } \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (X_{[ij]} - X_{[il]})^2}{2k^2 r(r-1)} \text{ ifadesinin payında yer alan } \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (X_{[ij]} - X_{[il]})^2$$

bileşeni ise sıralı kümelerdeki her terimin aynı sıralı kümede yer alan diğer terimlerden farklarının

kareleri toplamını yani kümeler içi değişkenliği hesaplamaktadır. Bu bileşenin açılımı şu şekildedir:

$$i=1 \text{ için } \left. \begin{array}{l} \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(1)j} - x_{(1)l})^2 \\ \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(1)j} - x_{(1)l})^2 \\ \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(1)j} - x_{(1)l})^2 \end{array} \right\} \begin{array}{l} j=1 \left. \begin{array}{l} \sum_{l=1}^3 (x_{(1)1} - x_{(1)l})^2 = (44-44)^2 + (44-13)^2 + (44-17)^2 = 1690 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(1)2} - x_{(1)l})^2 = (13-44)^2 + (13-13)^2 + (13-17)^2 = 977 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(1)3} - x_{(1)l})^2 = (17-44)^2 + (17-13)^2 + (17-17)^2 = 745 \end{array} \right\} 3412 \end{array}$$

$$i=2 \text{ için } \left. \begin{array}{l} \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(2)j} - x_{(2)l})^2 \\ \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(2)j} - x_{(2)l})^2 \\ \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(2)j} - x_{(2)l})^2 \end{array} \right\} \begin{array}{l} j=1 \left. \begin{array}{l} \sum_{l=1}^3 (x_{(2)1} - x_{(2)l})^2 = (43-43)^2 + (43-42)^2 + (43-25)^2 = 325 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(2)2} - x_{(2)l})^2 = (42-43)^2 + (42-42)^2 + (42-25)^2 = 290 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(2)3} - x_{(2)l})^2 = (25-43)^2 + (25-42)^2 + (25-25)^2 = 613 \end{array} \right\} 1228 \end{array}$$

$$i=3 \text{ için } \left. \begin{array}{l} \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(3)j} - x_{(3)l})^2 \\ \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(3)j} - x_{(3)l})^2 \\ \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^3 (x_{(3)j} - x_{(3)l})^2 \end{array} \right\} \begin{array}{l} j=1 \left. \begin{array}{l} \sum_{l=1}^3 (x_{(3)1} - x_{(3)l})^2 = (86-86)^2 + (86-50)^2 + (86-43)^2 = 3145 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(3)2} - x_{(3)l})^2 = (50-86)^2 + (50-50)^2 + (50-43)^2 = 1345 \\ \sum_{l=1}^3 (x_{(3)3} - x_{(3)l})^2 = (43-86)^2 + (43-50)^2 + (43-43)^2 = 1898 \end{array} \right\} 6388 \end{array}$$

Tablo 3'te verilen SKÖ örneği için sıralı kümeler içinde yer alan 27 adet ikili terimin farklarının kareleri toplamı elde edilir. Hesaplamalar sonucunda her iki bileşen için farklı veya aynı kümede yer alan toplam 81 adet ikili terim için değerler yerine yazıldığında;

$$S_M^2 = \frac{\sum_{i \neq j} \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (X_{[ij]} - X_{[il]})^2}{2k^2 r^2} + \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^r \sum_{l=1}^r (X_{[ij]} - X_{[il]})^2}{2k^2 r(r-1)}$$

$$S_M^2 = \frac{\{(44-43)^2 + (44-42)^2 + \dots + (43-25)^2\}}{2 \times 3^2 \times 3^2} + \frac{\{(44-44)^2 + (44-13)^2 + \dots + (43-43)^2\}}{2 \times 3^2 \times 3 \times (3-1)}$$

$$S_M^2 = \frac{56220}{162} + \frac{11028}{108}$$

$$S_M^2 = 449,148 \text{ olarak bulunur.}$$

Mustafa Cumhur Akbulut

Öğr. Gör. Dr. Ankara Üniversitesi, Beypazarı Meslek Yüksekokulu, Finans-Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü

E-posta: mca1970@hotmail.com

Yazı Bilgisi:

Alındığı tarih: 19 Şubat 2016.

Yayına kabul edildiği tarih: 28 Mart 2016.

E-yayın tarihi: 29 Mart 2016.

Yazıcı çıktı sayfa sayısı: 19.

Kaynak sayısı: 18.

Hakemler:

Yrd. Doç. Dr. Mükerrerem Bahar Başkır (Bartın Üniversitesi - Bartın)

Doç. Dr. Kamile Şanlı Kula (Ahi Evran Üniversitesi - Kırşehir)

Öğr. Gör. Dr. Öğrencisi Mücahit Kurtuluş (Sinop Üniversitesi - Sinop)