

Çoklu doğrusal regresyon sonuçlarının Jackknife tekniği ile tekrarlanabilirliğinin değerlendirilmesi

Evaluating replicability of multiple linear regression results using the Jackknife technique

Nural BEKİROĞLU, Rana KONYALIOĞLU, Dilara KARAHAN

ÖZET

Gerek sosyal bilimlerde gerekse sağlık bilimlerinde oldukça kullanılan bir yöntem olan çoklu doğrusal regresyonun, az örnek sayısı içeren bir veri tabanına uygulanması sonucunda elde edilen Beta katsayılarına ait tahminlerin ilgili anakitle için genelleştirilip genelleştirilemeyeceği sorusu oldukça önemlidir. Bu derlemede, Jackknife tekniği uygulayarak Beta katsayılarının örneğe özel bir durum nedeniyle anlamlı olduğuna yanıt aranmış ve sonuçlarımız ilgili literatür ışığında gözden geçirilmiştir.

Anahtar kelimeler: Jackknife tekniği, Tekrarlanabilirlik, Çoklu regresyon analizi, Pseudo R² değerleri

ABSTRACT

Multiple linear regression analysis is a frequently used method, both in social sciences and health sciences. The question below becomes important when an estimation of Beta coefficients obtained from multiple linear regression analyses is applied to studies with small sample size. The question is, "Can we generalise Beta coefficients obtained regarding the whole population?". The aim of this study is to find the answer to this question by applying the Jackknife technique and review the relevant literature.

Key words: Jackknife technique, Replicability, Multiple regression analysis, Pseudo R²

Giriş

Bilimsel açıdan bakıldığında tekrarlanabilirlik (replicability), diğer bütün olası koşulların sabit tutulması halinde, farklı zamanlarda aynı gözlemin yapılması ilkesidir.

Araştırmacı, bir çalışma yaparken varsayımlarını kurar ve çalışmasını bu varsayımları desteklemesi için tasarımlar ve bulgularını yayınladıktan sonra da, gelecek araştırmalara bir temel oluşmasını sağlamış olur. Bilimsel yöntemler, araştırmacıları ampirik (deneye dayalı) sonuçlar aracılığı ile bir kuramı çürütmeye veya ispat etmeye iter. Özellikle örnek büyüklüğünün ya da denek sayısının göreceli olarak az olduğu klinik çalışmalar çok iyi tasarımlansa da, özenle yürütülse de, tekrarlama eksikliği olduğu düşünüleceği için çalışmanın spesifik bir örneğe ait sonuçları temel alan yargılar içerdiği söylenebilir. Benzer başkaca araştırmalarda aynı değerler elde edilmez ise, araştırma bulguları anakitle değeri gibi kabul görmez böylece o örneğe sınırlı bir değere sahip olur.

Bu çalışmada, gerek sosyal bilimlerde gerekse sağlık bilimlerinde oldukça kullanılan bir yöntem olan çoklu doğrusal regresyonun, örnek büyüklüğü ya da denek sayısı az olan bir çalışmaya uygulanması sonucunda elde edilen tahminler ile yine aynı örneğe Jackknife tekniği uygulayarak elde edilen tahminlerin bir karşılaştırılması yapılarak, Jackknife tekniği sonucu elde edilmiş tahminlerin ilgili anakitle için kabul edilebilir ve genelleştirilebilir olduğunu adım adım bir örnekle çözümleyip, elde edilen sonuç, literatür bilgileri ile derlenmiştir.

Örnek sunum

Bu çalışmaya katılmayı gönüllü olarak kabul etmiş 15 kişiye iki ölçek kullanılmıştır. Bu ölçeklerin işlevi, bireyin belirli sayıda veya belirli tekniklere dayalı olarak seçilmiş test maddelerine (item) verilen yanıtların derecesini ve bir boyut üzerindeki konumunu belirlemektir. Bu bağlamda, Psikiyatri Polikliniğine ayaktan başvuran, DSM-IV obsesif-kompulsif bozukluk tanı ölçütlerini karşılayan 18-65 yaş arasında kadın ve erkek hastalara, Young Şema Ölçeği (Young Schema Questionnaire-YSQ) ve çocukluk çağının

Nural Bekiroğlu (✉)
Biyostatistik ve Tıbbi Bilişim Anabilim Dalı, Tıp Fakültesi, Marmara Üniversitesi, İstanbul, Türkiye
e-mail: nural@marmara.edu.tr

Rana Konyalıoğlu
ARK İstatistiksel Danışmanlık, İstanbul, Türkiye

Dilara Karahan
Psikiyatri Anabilim Dalı, Fatih Sultan Mehmet Eğitim ve Araştırma Hastanesi, İstanbul, Türkiye

Gönderme/Submitted: 03.02.2013 - Kabul/Accepted: 03.04.2013

temel gereksinimlerini temin eden Anne-Baba Tutumlarını ölçen Young Anne-Baba Tutum Ölçeği (Young Parenting Inventory -YPI M-F) uygulanmıştır [1]. Türkçe geçerlik ve güvenilirliği Karaosmanoğulları A. ve ark. tarafından yapılan her iki ölçeği de hastanın kendisi yanıtlamıştır [2].

Bağımlı değişken olarak, Young Şema Ölçeği, Y=YSQ değerleri alınmış ve bu değişkeni tahmin etmek için bağımsız değişkenler olarak X1=anne tutumu, (X1(anne)) ve X2=baba tutumu, (X2(baba)) ölçümleri regresyon analizi için kullanılmıştır.

Yeterince güçlü, anakitle için de genelleştirilebilir ve güvenilir bir regresyon denkleminde, her bir bağımsız değişken için yaklaşık 15 kişi gerekmektedir. Çoklu regresyon analizinde denek sayısı (n) ve bağımsız değişkenlerin (p) sayısı, anakitleyi en doğru şekilde yansıtan güçlü tahminlerin elde edilebilmesi bakımından büyük önem taşır. Güçlü bir tahmin için önerilen oran n/p'dir. Bu oranın düşük olması durumunda çalışmanın gücünden şüphe edilir [3].

Örnek büyüklüğü az olan bu çalışmada (n=15), bağımlı değişkeni tahmin etmede hangi bağımsız değişkenlerin anakitleye ne ölçüde genelleştirilebileceği Jackknife tekniği kullanılarak gösterilmiştir.

Çoklu doğrusal regresyon ve varsayımları

Gerek sosyal bilimlerde gerekse sağlık bilimlerinde herhangi bir bağımlı değişkeni yani sonucu tek bir bağımsız değişken ya da bir sebeple açıklamak mümkün değildir. Birçok bağımsız değişken bir araya gelerek bir bağımlı değişkeni etkileyebildikleri durumda "Çoklu Regresyon Analizi"nden bahsedilmiş olunur.

Çoklu doğrusal regresyon modelinde p tane bağımsız değişken olduğu varsayıldığında anakitle modeli şöyle ifade edilir;

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_p x_{pi} + \varepsilon_i,$$

Doğrusal regresyon modeli bazı varsayımlara dayanmaktadır. Söz konusu varsayımlar "hata teriminin bölünmesi", "hata terimi ile serbest değişkenler arasındaki" ve "serbest değişkenler arasındaki ilişki" ile ilgili olup şöyledir;

"Anakitle hata payları birer rastlantısal değişken olup matematik ümitleri 0"dir.

$$E(\varepsilon_i) = 0$$

"Hata terimi normal dağılıma sahiptir". Diğer bir deyişle her X_i değeri için hata teriminin değerleri kendi ortalamaları etrafında çan eğrisi biçiminde simetrik bir bölünme gösterir.

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

"Hata terimlerinin ardışık değerleri birbirlerinden bağımsızdır". Diğer bir deyişle, birbirini izleyen hata terimleri arasında otokorelasyon yoktur.

Bu varsayımına göre $i \neq j$ olmak üzere ε_i ve ε_j 'nin kovaryansı sifıra eşittir:

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$$

"Alt anakitle hata payları ε_i 'lere ilişkin varyans her alt anakitle için aynıdır (eşitvaryanslık-homoskedastisite). Diğer bir deyişle, bütün X değerleri için ε hata terimleri kendi ortalamaları etrafında aynı değişkenliğe sahiptir.

$$\text{Var}(\varepsilon_i / X_i) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma_\varepsilon^2$$

"Bağımsız değişkenler arasında basit doğrusal ilişki yoktur. Bağımsız değişkenler arasındaki basit doğrusal korelasyon katsayılarının 0 veya 0'a çok yakın olması şartı şeklinde de açıklanabilen bu varsayım, istatistikte "Çoklu Doğrusal Bağlantı" (Multicolinearity) olmama durumu adı verilmektedir. Bu nedenle bağımsız değişkenler seçilirken, bunların bağımlı değişkenlerle olan korelasyon katsayılarının yüksek (1'e yakın) ancak birbirleri arasındaki korelasyon katsayılarının ise düşük (0 veya 0'a yakın) olmasına dikkat edilmelidir.

β 'nin tahminlerinin hesaplanmasında "En Küçük Kareler Tekniği"nden yararlanılabilir [4].

Jackknife tekniği ile çift çapraz-geçerlilik (double cross-validation) ve özyükleyici (bootstrap) yöntemleri

Örnek büyüklüğünün ya da denek sayısının göreceli olarak az olduğu klinik çalışmalar söz konusu olduğunda, aynı çalışmayı yeni bir örnek grubunda tekrarlamadan sonuçların tekrarlanabilirliğini sağlayan Jackknife tekniği ile çift çapraz-geçerlilik (double cross-validation) ve özyükleyici (bootstrap) yöntemleri birer "iç" tekrarlamaya yöntemleri olup, bu yöntemlerle tek bir örnekten yola çıkarak elde edilen tahminlerin anakitle için de geçerli ve kabul edilebilir tahminler olup olamayacağı araştırılır.

- Jackknife yönteminde, her seferinde örnekten bir kişi atılarak işlem gerçekleşir.
- Çift çapraz geçerlilik yöntemi 3 adımda gerçekleşir: a) orijinal veri tabanı rastgele ikiye ayrılır b) her iki örnekte de analizler ayrı ayrı yapılır, c) ve sonuçlar ampirik olarak karşılaştırılır.
- Bootstrap yöntemi ise; çok büyük bir veri seti (ör: n=1000) oluşturmak için orijinal verilerden (x_1, x_2, \dots, x_n gibi) iadeli örneklemeyle n örnek büyüklüğünde rastgele örnekler üretilerek gerçekleştirilir. Bu örneklerin her biri bootstrap (özyükleyici) örnek diye adlandırılır ve ilgili parametrenin bir tahminini verir. Bu oluşum çok kez tekrarlandığında tahmin edicinin değişkenliği hakkında istenilen bilgiye ulaşılır.

Jackknife tekniğinin uygulaması

Jackknife tekniği, bilinen yollardan elde edilmesi zor olan durumlarda tahmindeki biası azaltan ve güven aralıklarını yaklaşık olarak veren bir tekniktir. Yöntemin esası; her bir örnekleme elemanını veri setinden sırayla atmak suretiyle her biri (n-1) büyüklüğünde n tane farklı örnek üretmektir. İlgilenilen parametre, θ , bu alt örneklere ait $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ gibi bir dizi tahminler yardımıyla tahmin edilir.

Parametrenin Jackknife tahmin edicisi şöyle hesaplanır;

Tablo I. Veri seti (n=15)

Vaka	Y=YSQ	X1(anne)	X2(baba)
1	3.84	3.30	2.39
2	3.56	2.57	2.36
3	3.27	1.96	1.97
4	2.66	2.85	3.03
5	2.81	2.29	2.47
6	2.88	2.05	2.34
7	3.10	2.65	2.78
8	3.19	2.34	2.27
9	3.32	3.38	3.49
10	3.30	2.81	2.49
11	2.80	2.22	2.31
12	3.14	3.31	2.69
13	3.74	3.70	3.43
14	3.57	2.79	2.24
15	3.83	3.46	2.78

$$J_i(\hat{O}) = n \hat{O} - (n-1)o_i, \quad i=1, \dots, n$$

Bu değerlere pseudo (yalancı) değerler denir.

Burada \hat{O} , n gözlem yani tam veri seti kullanılarak elde edilmiş bir tahmin edicidir.

Jackknife tahmin edicisinin ortalama pseudo değerleri ise şöyle tahmin edilir [5].

$$J(\hat{O}) = [\sum J_i(\hat{O})] / n, \quad i=1, \dots, n$$

Tukey, Crask ve Perrault'ya göre Jackknife tahmin edicisi normal dağılmaktadır. Bu nedenle, Jackknife tahmin edicisinin kararlılığıyla (stability) tahmin ediciye ait güven aralıkları oluşturulabilir [6, 7].

Bu çalışmada çoklu doğrusal regresyon sonuçlarının elde edilmesinde SPSS 15.0 kullanılmıştır.

Tablo II. Korelasyon Katsayıları

	Y(YSQ)	X1(anne)	X2(baba)
Y(YSQ)	1.00000		
X1(anne)	0.612*	1.00000	
X2(baba)	0.109	0.741**	1.00000

* a=0.05 istatistiksel anlamlılık

** a=0.01 istatistiksel anlamlılık

Tablo I 'de Jackknife tekniğinin uygulanacağı veri seti verilmiştir. Tablo II'de korelasyon katsayıları verilmiştir. Bağımlı değişken olan YSQ ile sadece X1 (anne) arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki bulunmuştur ($r=0.612$, $p<0.05$).

Tablo III'de çoklu regresyon sonuçları verilmiştir. Model istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ($p<0.005$). Ayrıca $R^2=0.6370$ 'tür. Tablo IV'te, pseudo değerlerinin hesaplanması için gerekli olan ve X1, X2 değişkenlerine ait standardize regresyon katsayıları (standardized regression coefficients) yani Beta katsayıları verilmiştir.

X1, X2 ve R^2 'ye ait Jackknife tekniği ile hesaplanmış ortalama ve standard sapma içeren pseudo(yalancı) değerleri şöyle bulunmuştur. X1 için; 1.1779 ± 0.2015 , X2 için; -0.7525 ± 0.2151 ve R^2 için; 0.6011 ± 0.1749 . Hesaplanan t-değerleri ise, X1 için 5.8456 ($p<0.05$), X2 için 3.4984 ($p<0.05$), R^2 için 3.4382 ($p<0.05$) olarak bulunmuş olup istatistiksel anlamlıdır. Böylece Beta katsayılarına ait değerlerin sağlamlılığı ve örnekten örneğe değişmezliği gösterilmiş olmaktadır.

Tablo V'te ise, Jackknife tekniği ile hesaplanmış katsayıların, X1, X2 ve R^2 'ye ait %95 Güven Aralıkları (GA)

Tablo III. Çoklu Regresyon Sonuçları (n=15)

Model Özeti									
					İstatistiklerdeki Değişim				
Model	R	R ²	Düzeltilmiş R ²	Std.Hata	R ² 'deki Değişim	F Değişim	Serbestlik derecesi 1	Serbestlik derecesi 2	p
1	0.798	0.637	0.576	0.249	0.637	10.52	2	12	0.002
Kestirici (Sabit), X1 (anne), X2 (baba)									
Varyans Analizi (ANOVA)									
Model	Kareler Toplamı			Serbestlik derecesi	Ortalama Kare	F	p		
	Regresyon			2	1.355	11.322	0.002		
	Artık(residual)			12	0.12				
	Toplam			14					
Kestiriciler : (Sabit), X1 (anne), X2 (baba)									
Bağımlı Değişken YSQ									
Katsayılar									
Model	Standardize olmayan Katsayılar		Standardize Katsayılar		t	p			
	B	SH	Beta						
	Sabit	2.738	0.407		6.725	0.0001			
	X1 (anne)	0.818	0.18	1.777	4.545	0.001			
	X2 (baba)	-0.67	0.227	-0.763	-2.946	0.012			
Bağımlı Değişken :YSQ									

Tablo IV. Pseudo(yalancı) değerler, Jackknife tekniği ile hesaplanmış katsayı ve t-değerleri

Çıkarılan Vaka	Beta katsayıları		
	Pseudo değerler X1(anne)	Pseudo değerler X2 (baba)	Pseudo değerler R ²
Hiç	1.1770	-.7630	.6370
1.00	.2250	.1330	1.6870
2.00	.9530	-1.1830	.1610
3.00	1.9190	-2.2750	.0770
4.00	1.1350	-2.5830	.3430
5.00	1.4010	-.5390	1.0710
6.00	1.4710	-.3850	1.0570
7.00	.8830	-.5390	.6930
8.00	1.4710	-1.0570	.6230
9.00	1.3450	-1.1130	.3710
10.00	1.0650	-.6510	.6090
11.00	1.5830	-.4130	.9170
12.00	-1.0910	1.0990	-1.4350
13.00	2.7170	-.3430	.4410
14.00	.9950	-1.0990	.8750
15.00	1.5970	-.3290	1.4910
Jackknife tekniği ile hesaplanmış katsayı	1.1779	-0.7525	0.6011
Standart Hata	0.2015	0.2151	0.1749
Hesaplanan t-değeri	5.8456*	3.4984*	3.4382*
t-kritik değer (d.f.=14, a=0.05)	2.145	2.145	2.145

*katsayının sağlamlığını ve değişmezliğini göstermektedir.

Tablo V. Jackknife tekniği ile hesaplanmış katsayıların %95 Güven Aralıkları (GA)

	X1(anne)	X2(baba)	R ²
Orijinal Katsayı	1.1770*	-0.7630*	0.6370*
Jackknife tekniği ile hesaplanmış katsayı	1.1779	-0.7525	0.6011
Alt sınır %95 GA	0.784	-1.211	0.2283
Üst sınır %95 GA	1.607	-0.2940	0.9739

* Orijinal katsayıların, Jackknife tekniği ile hesaplanmış katsayıların %95 Güven Aralıkları içinde kaldığını göstermektedir.

bulunmaktadır ve sırasıyla şöyledir; (0.784, 1.607), (-1.211, -0.2940) ve (0.2283, 0.9739).

Tartışma

Carver, bir yazısında “Tekrar, bilimin köşe taşıdır.” demektedir [8]. Böylece tekrarlama ile elde edilen tutarlı sonuçlar varsayımdan türetilen teoriyi ve varsayıma olan güveni kuvvetlendirir.

Bununla beraber, literatürdeki, “tekrarlanabilir sonuç”, “genelleştirme”, “örnek seçiciliği” ve “invaryans test” gibi kullanılan değişik terimler aslında gelecek araştırmalarda da aynı sonuçları elde etme benzerliğine işaret eder [9]. Maalesef, çok az araştırmacı “tekrarlanabilirlik” konusuna önem vermektedir [10].

Thompson, “istatistiksel anlamlılık”, “sonucun önemliliği” ve “tekrarlanabilirlik” ifadelerinin farklı konular olduğunu belirtmekte ve araştırmacıların özellik ile bu konulara dikkat etmesi gerektiğini vurgulamaktadır. Ayrıca bu 3 konuya sadece istatistiksel anlamlılık testleriyle yanıt bulunamayacağını da eklemektedir [9]. Çünkü istatistiksel anlamlılık; bir çalışma tekrarlandığında (replication) aynı sonuçları elde etme olasılığı hakkında hiçbir bilgi vermemektedir. Kaldı ki, anlamlılık testleri sıfır varsayımına odaklanır ve bilinmeyen evren parametrelerini örnekten elde edilen istatistiklerle değerlendirir. Araştırmacılar, hesaplanan istatistiğe göre sıfır varsayımını kabul veya reddeder ve p değerini güvenilir veya tekrarlanabilir olarak yorumlar. Oysa bu doğru değildir, çünkü anlamlılık testlerinin bir sınırlaması bulunmaktadır. Unutmamak gerekir ki, anlamlılık testi öncelikle örnek büyüklüğüne bağlı bir fonksiyondur ve örnek büyüklüğü arttıkça, istatistiksel olarak anlamsız olan sonuçlar anlamlı hale gelebilmektedir [10, 11].

Tahmin sonuçlarının benzer olduğunu ve anakitle için genelleştirilebileceğini incelemenin bir yolu da, yeni örnek grubu (r_{la}) ile çalışmayı tekrarlayarak tekrarlanabilirliğini göstermektir. Ancak bu durum araştırmacılar tarafından pek tercih edilmeyebilir, çünkü zaman, personel istihdamı, para ve enerji gerektirir. Oysa yeni bir örnek oluşturmadan varolan bir çalışmayı “tekrarlayabilmek” de olasıdır. Aynı çalışmayı yeni bir örnek grubu ile tekrarlamadan, sonuçların tekrarlanabilirliğini yani anakitle için genelleştirilebilecek güvenli tahminler elde edilebilmeyi araştırarak bazı yöntemler bulunmaktadır. Bunlar; Jackknife, çift çapraz-geçerlilik (double cross-validation) ve özyükleyici (bootstrap) yöntemleridir [6, 7, 9, 12, 13].

Bunlardan Jackknife ve bootstrap yöntemleri, özellikle örnek büyüklüğünün küçük olduğu klinik araştırmalarda en çok tercih edilen tahmin yöntemleridir. Ancak Jackknife yönteminin diğer iki yöntemle karşı bazı önemli üstünlükleri vardır. Jackknife yöntemi her seferinde örnekten bir gözlem atarak defalarca işlem gerçekleştirildiğinden, verilerdeki uç noktalara (outlier) karşı oldukça hassas bir yöntemdir [3]. Jackknife yaklaşımı tüm veriyi de dikkate aldığı için atipik vakaların örneğe girmesinden kaynaklanan yanlılığı (bias) da giderir. Jackknife yaklaşımının anakitleye ait özellikleri tahmin etmede; gerçek, en az yansız ve oldukça muhafazakâr bir yaklaşım olduğu Crask ve Perrault tarafından gösterilmiştir [6].

Jackknife yöntemi, birçok hazır istatistiksel paket programlarında da bulunmaktadır.

Bizim çalışmamızda, X1, X2 ve R² için Jackknife tekniği ile hesaplanmış katsayılar ile orijinal Beta katsayıları ve R² değerleri birbirlerine çok yakın bulunmuştur.

Özellikle, Tablo IV'te tüm örneklerde Jackknife yöntemi ile hesaplanmış tahmin edicilerin, standart hataları ve hesaplanan t-değerleri oluşturularak, Jackknife tahmin edicisinin örnekten örneğe değişmezliği bir anlamda kararlılığı (stability) gösterilmiştir.

Sonuç olarak, örneğimizdeki X1 (anne) ve X2 (baba) değişkenlerinin sırasıyla 1.1770 ve -0.7630 Beta katsayı değerleriyle ile kararlılık gösterdiği saptanmıştır. Bunun anlamı, aynı çalışmayı tekrarlayacak araştırmacıların bu iki değişken için benzer Beta katsayılarını elde etmeleridir. Böylece Jackknife tekniğinin uygulanmasıyla çalışmamızdaki Beta katsayılarının örneğe özel bir durum nedeniyle anlamlı olmadığını ve anakitleye de genelleştirilebilecek tahminler olduğunu söyleyebiliriz.

Örneğimizde, Jackknife yöntemi ile hesaplanan R² = 0.6011 olup ve standart hatası da 0.1749 olarak bulunmuştur. Hesaplanan t-değerinin kritik değeri geçmesi R² 'nin de genelleştirilebileceğini gösterir. R² 'nin tekrarlanabilirliğinin X1 (anne) ve X2 (baba) değişkenlerine ait beta katsayılarının kararlılığından etkilenmiş olduğu söylenebilir. Bir başka deyişle, bağımlı değişken olan Y=YSQ, X1(anne) ve X2(baba) değişkenlerince istatistiksel olarak anlamlıdır ve bu değişkenler Y=YSQ bağımlı değişkeninin % 63.7'sini açıklamaktadır.

Çoklu doğrusal regresyon analizi varsayımlarının zorlandığı, bağımlı değişken ile X2 değişkeni arasındaki korelasyon katsayısının anlamlı olmaması ve X1 değişkeni ile X2 değişkeni arasındaki korelasyon katsayısının anlamlı olması durumunu denek sayısının azlığı ile açıklanabilir. Zaten bu sebeplerden dolayı Jackknife tekniğinin neden kullanılması gerektiğinin önemi üzerinde durulmaktadır [14-17]. Jackknife tekniğinin, diğer iç tekrarlamaya yöntemlerine (bootstrap ve double cross-validation) göre birçok avantajı vardır. Küçük örnekler için elverişlidir, bir tarafsız tahmin edici (unbiased estimator) gibi güçlüdür ve örnekleme hatasındaki değişimleri tahmin etme kapasitesine sahiptir.

Bu sebeplerden dolayı, örnek büyüklüğü az olan bir veri seti için çoklu doğrusal regresyon yönteminin kullanılması gerektiği zaman, anakitledeki gerçek değere yakın ve güçlü tahminlerin elde edilmesi için uygulanan Jackknife tekniğinde izlenecek süreç, bir uygulamayla adım adım verilmiş ve literatür derlenerek, çalışmamızın diğer çalışmalara göre önemli bir farklılık gösterdiği ortaya konmuştur.

Son olarak, tüm orijinal değerlerin Jackknife yöntemi ile oluşturulan parametre tahmin edicilere ait güven aralıklarının içinde yer aldığı görülmektedir. Böylece, yeni bir örnekle aynı çalışmayı tekrarlamak yerine Jackknife tekniği kullanarak gerçekleştirilen "tekrarlanabilirlik" ile araştırma sonuçlarına olan güvenin "kuvvetlendiği" bu derleme ile anlatılmaya çalışılmıştır.

Kaynaklar

1. Young JE, Klasko J, Weishaar EM. Schema therapy for practitioner's guide(hardcover). Schema Assessment and Education. New York: Guilford Press, 2003. ISBN: 9781572308381
2. Kapçı EG, Hamamcı Z. Aile işlevi ile psikolojik belirtiler arasındaki ilişki:Erken dönem uyum bozucu şemaların aracı rolü. Klinik Psikiyatri 2010;13:127-36.
3. Ang RP. Use of the jackknife statistic to evaluate result replicability. J Gen Psychol 1998; 3:12-20. doi: 10.1080/00221309809595546
4. Genceli M. Ekonometride İstatistik İlkeler. İstanbul: Filiz Kitabevi, 1989. ISBN: 9753682085
5. Quenouille MD. Notes on bias in estimation. Biometrika 1956; 43:353-60. doi: 10.1093/biomet/43.3-4.353
6. Crask MR, Perrault WD. Validation discriminant analysis in marketing research. J Marketing Res 1977; 14:60-8. doi: 10.2307/3151055
7. Adkins LC. Small sample performance of jackknife confidence intervals for the james-stein estimator. Commun Stat Simulat 1990; 19:401-18. doi: 10.1080/03610919008812864
8. Carver RP. The case against statistical significance testing. Harvard Educ Rev 1978; 48:378-99.
9. Thompson B. Statistical significance; result importance, and result generalizability: Three noteworthy but somewhat different issues. Meas Eval Couns Dev 1989; 22:2-6.
10. Cohen J. The earth is round (p<0.05). Am Psychol 1994; 49:997-1003. doi: 10.1037/0003-066X.49.12.997
11. Knapp RT. Comments on the statistical significance testing articles. Research in The Schools 1998; 5:39-41.
12. Diaconis P, Efron B. Computer-intensive methods in statistics. Sci Am 1983; 248:116-30. doi:10.1038/scientificamerican0583-116
13. Efron B, Gong G. A leisurely look at bootstrap, the jackknife and cross validation. The Am Stat 1983; 37:36-48. doi: 10.1080/00031305.1983.10483087
14. Tyagi P, Edwards DR, Coyne MS. Use of selected chemical markers in combination with a multiple regression model to assess the contribution of domesticated animal sources of fecal pollution in the environment. Chemosphere 2007; 69:1617-24.
15. Zadzińska E, Karasińska M, Jedrychowska-Dańska K, et al. Sex diagnosis of subadult specimens from Medieval Polish archaeological sites: metric analysis of deciduous dentition. Homo 2008;59:175-87. doi: 10.1016/j.jchb.2008.04.004.
16. Kiesel A, Miller J, Jolicoeur P, et al. Measurement of ERP latency differences: a comparison of single-participant and jackknife-based scoring methods. Psychophysiology 2008 Mar;45:250-74.
17. Löffler-Stastka H, Rössler-Schüle H, Skale E. Predictors of dropout during psychoanalytic treatments of patients with personality disorders. Z Psychosom Med Psychother 2008;54:63-76.