

PAPER DETAILS

TITLE: Izmir Orman Bölge Müdürlüğü fistikçami (*Pinus pinea* L.) mescerelerinde kütük çapi-göğüs çapi ilişkisinin modellenmesi

AUTHORS: Niyazi ÖZÇANKAYA, Mustafa BATUR

PAGES: 44-60

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/1823519>

İzmir Orman Bölge Müdürlüğü fıstıkçamı (*Pinus pinea* L.) meşcerelerinde kütük çapı–göğüs çapı ilişkisinin modellenmesi

Modeling the relationship between stump diameter and diameter at breast height for stone pine (*Pinus pinea* L.) stands at İzmir Regional Directorate of Forestry

Niyazi ÖZÇANKAYA¹
Mustafa BATUR¹

¹ Ege Ormanlık Araştırma Enstitüsü
Müdürlüğü, İzmir

Sorumlu yazar (Corresponding author)
Niyazi ÖZÇANKAYA
niyaziozcanakaya@ogm.gov.tr

Geliş tarihi (Received)
14.06.2021

Kabul Tarihi (Accepted)
20.09.2021

Sorumlu editör (Corresponding editor)
Neşat ERKAN
nesaterkan@yahoo.com

Atıf (To cite this article): Özçankaya, N. & Batur, M. (2022). İzmir Orman Bölge Müdürlüğü fıstıkçamı (*Pinus pinea* L.) meşcerelerinde kütük çapı–göğüs çapı ilişkisinin modellenmesi . Ormanlık Araştırma Dergisi , 9 (1) , 44-60 . DOI: 10.17568/ogmoad.952271

Öz

Bu çalışmada İzmir Orman Bölge Müdürlüğü (İzmir OBM) idari sınırları içinde kullanılmak üzere, önemli bir orman ağacı türü olan fıstıkçamı (*Pinus pinea* L.)'nin kütük çapı ($d_{0,3}$) değeri kullanılarak göğüs çapını ($d_{1,3}$) tahmin eden modeller geliştirilmiştir. İlişkiyi tanımlayan denklemler regresyon analizi yöntemi kullanılarak elde edilmiştir. Veri setini 266 adet örnek ağaçtan elde edilen ölçüm değerleri oluşturmaktadır. Regresyon çözümlemesi sürecinde, sıradan en küçük kareler, ağırlıklı en küçük kareler ve genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemlerinden yararlanılmıştır. Verilerin eğitim ve test gruplarına bölünmesi işlemleri “tekrarlanan k-kat çapraz doğrulama” yöntemi ile gerçekleştirilmiştir. En uygun modelin seçilmesinde *AIC*, *bias*, *percent bias*, *MAE*, *MAPE*, *RMSE* ve *düzeltilmiş R^2* ile kurgulanan başarı ölçüt setinden yararlanılmıştır. Yeterliği ve geçerliği test edilen “ $d_{1,30} = -2,205816 + 0,935139 \times d_{0,30}$ ” biçiminde düzenlenmiş modelin, $\alpha=0,05$ anlam düzeyinde fıstıkçamı ağaçları için kullanımının uygun olduğu belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Fıstıkçamı, kütük çapı, göğüs çapı, k-kat çapraz doğrulama, ağırlıklı en küçük kareler

Abstrac

In this study, the models estimating diameter at breast height ($d_{1,3}$), using by stump diameter ($d_{0,3}$) were built for stone pine (*Pinus pinea* L.), which is an important forest tree species, to be used within administrative boundaries of İzmir Forestry Regional Directorate (İzmir RDF). The equations describing the relationship were obtained by regression analysis method. The dataset was generated with measurement values obtained from 266 sample trees. Simply least squares, weighted least squares and generalized least squares methods were used during the regression analysis. The division of the data into training and test groups was carried out with the “repeated k-fold cross validation” method. The optimal model was chosen by using the succes criteria set including *AIC*, *bias*, *percent bias*, *MAE*, *MAPE*, *RMSE* and *adjusted R^2* . It was determined that the model formulated as “ $d_{1,30} = -2,205816 + 0,935139 \times d_{0,30}$ ” in wich adequacy and validity were tested, was suitable for use at a significance level of $\alpha=0,05$ for stone pine trees.

Keywords: Stone pine tree, stump diameter, diameter at breast height, k-fold cross-validation, weighted least squares



Creative Commons Atıf -
Türetilemez 4.0 Uluslararası
Lisansı ile lisanslanmıştır.

1. Giriş

Ağaç göğüs çapı, başta hacim olmak üzere ağacın çap artımı, yaşı, boyu, tepe izdüşümü gibi birçok özellikleri ile sıkı biçimde ilişkili bir değişkendir (Vancley, 1994; Şenyurt, 2012). Pratik biçimde ölçülebilmesi özelliğinden dolayı ormancılıkta sıklıkla kullanılmaktadır (Özçelik, 2010; Özdemir ve ark., 2020).

Uygulamada, zaman zaman ağaç göğüs çapının ölçülemediği durumlar yaşanabilmektedir. Planlı ya da plansız kesilmiş ağaçlar için ölçülecek bir göğüs çapının bulunmadığı koşullarda ağaç hacim denklemleri ve tabloları kullanılamamaktadır (Yavuz, 1996). Bu problem kütük çapı ile göğüs çapı arasındaki ilişkinin modellenmesi ile aşılabilmekte, göğüs çapı ölçülemeyen ağaçlar için göğüs çapları ve devamında hacim değerleri tahmin edilebilir olmaktadır (Sağlam ve ark., 2016; Özdemir ve ark., 2020).

Kütük çapı ile göğüs çapı arasındaki yüksek korelasyon, göğüs çapı değerinin oldukça küçük hata miktarları ile kestirilebilir olmasına olanak tanımaktadır (Johnson ve Weigel, 1990; Özçelik ve ark., 2010; Özdemir ve ark., 2020). Böylece kütük boyutlarına ilişkin verilerin değerlendirilmesiyle; usulsüz kesimler sonucu ağaç hacim kaybı miktarlarının belirlenmesi, doğa olayları sonucu oluşan hasarların değerlendirilmesi, silvikültürel uygulamaların etkilerinin gözlenmesi, meşcerenin çap dağılımı ve yapısı hakkında gerçekçi bilgiler üretilmesi mümkün olabilmektedir (Yavuz, 1996; Parresol, 1998; Özçelik, 2005; Corral-Rivas ve ark., 2007; Özdemir ve ark., 2020).

Uluslararası literatürde kütük çapı değişkeni kullanılarak göğüs çapı ve ağaç hacim değerlerinin tahmin edilebilmesine yönelik çok sayıda çalışma mevcuttur (Myers, 1963; McClure, 1968; Demaerschalk ve Omule, 1982; Bylin, 1982; Wharton, 1984; Wiant ve Williams, 1987; Omule ve Kozak, 1989; Johnson ve Weigel, 1990; Parresol, 1993; Parresol, 1998; Corral-Rivas ve ark., 2007; Milios ve ark., 2016). Ülkemizde de farklı bölgeler ve ağaç türleri için, bazı bağımsız değişkenler ile birlikte ya da yalnızca kütük çapının kullanıldığı fonksiyonlar sonucu göğüs çapını tahmin eden çalışmalar yapılmıştır (Uğurlu ve Özer, 1977; Özer, 1981; Giray, 1982; Yavuz, 1996; Yavuz, 2000; Durkaya ve Durkaya, 2011; Özçelik, 2005; Özçelik, 2010; Şenyurt, 2012; Ercanlı ve ark., 2015; Sağlam ve ark., 2016; Sakıcı ve Yavuz, 2016; Sakıcı ve Özdemir, 2017; Özdemir ve ark., 2020). Ancak çalışmalar tüm asli ağaç türlerimiz için tamamlanmış değildir.

Asli ağaç türlerimizin birçoğu için kütük çapı-göğüs çapı ilişkisi denklemleri düzenlenmiş olma-

sına karşın fıstıkçamı ağaç türü için yapılmış bir çalışma bulunmamaktadır. Dip çap ile göğüs çapı ilişkisinin ağaç türü, meşcere yapısı ve yetiştirme ortamı özelliklerine bağlı olarak farklılıklar göstermesi nedeniyle, ağaç türü bazında ve yöresel çalışmalarda elde edilecek sonuçların daha güvenilir olacağı belirtilmektedir (Yavuz, 1996; Özçelik, 2005).

Fıstıkçamı (*Pinus pinea* L.), doğal yayılış alanı Akdeniz Havzası ılıman iklim kuşağı olan, ülkemizde Akdeniz, Ege, Marmara ve Karadeniz bölgelerinde yayılış gösteren asli ağaç türlerimizdendir (Batur, 2016). Doğal olarak İzmir-Bergama-Kozak Havzasında, Aydın-Koçarlı-Mazon Bölgesinde ve Muğla-Yatağan-Katranlı Havzasında büyük meşcereler halinde bulunur (Fırat, 1943; Kılıcı ve ark., 2000). Fıstıkçamı, bir orman ağacı olması ve tohumunun önemli bir gelir kaynağı olarak değerlendirilmesi nedeniyle İzmir Orman Bölge Müdürlüğü (OBM) için büyük öneme sahiptir (Batur, 2016). Bununla birlikte, özellikle Bergama-Kozak Yöresinin tarihi ve kültürel dokusunun da önemli bir ögesidir.

Bu çalışmada, İzmir OBM idari sınırları içerisinde, fıstıkçamı ağaç türü için kullanılabilecek kütük çapı-göğüs çapı ilişkisinin modellenmesi amaçlanmıştır. Test edilmek üzere doğrusal formulu 6 adet model seçilmiş, 7 farklı başarı ölçütü ile değerlendirilerek en uygun model belirlenmiştir.

Devlet ormanı sınırları içerisinde gerçekleşen açma, işgal ve faydalanma gibi eylemler sebebiyle oluşan hukuki süreç içerisinde, yargı organlarınca suç konusu kesilmiş ağaçların hacim değerleri yanında, orta çap bilgileri de istenmektedir. Bu nedenle ayrıca kütük çapından orta çapı tahmin eden iki adet doğrusal denklem düzenlenmiştir.

2. Materyal ve Yöntem

2.1. Materyal

Türkiye Orman Varlığı istatistiklerine göre, Orman Genel Müdürlüğü (OGM) fıstıkçamı orman alanı 152.066 ha normal kapalı koru, 23.312 ha ise boşluklu kapalı koru olmak üzere toplam 175.378 ha'dır (OGM, 2021). Doğal fıstıkçamı sahalarının %31,4'ü İzmir OBM idari sınırları içerisinde yer alır (Kılıcı ve ark., 2014).

Çalışmanın ana materyalini İzmir OBM'ne bağlı Orman İşletme Müdürlükleri (OİM) sınırları içerisinde yayılış gösteren saf fıstıkçamı meşcerelerinden seçilmiş toplam 266 adet örnek ağaç oluşturmaktadır. Ölçülen kütük çapı ($d_{0,3}$), göğüs çapı ($d_{1,3}$) ve orta çap ($d_{h/2}$) değerlerine ilişkin bazı istatistikler Tablo 1'de verilmiştir. Değişkenlere ait

Gamma (3P) ve Weibull (3P) olasılık dağılım fonksiyonlarının parametre değerleri sonraki çalışmalarda değerlendirilebilme olasılığı üzerine tabloya eklenmiştir.

Tablo 1. Veri değişkenlerine ait bazı istatistikler
Table 1. Some statistics for variables of data

	Veri Seti		
	Kütük çapı " $d_{0,3}$ " (cm)	Ağaç orta çapı " $d_{h/2}$ " (cm)	Göğüs çapı " $d_{1,3}$ " (cm)
Minimum	7,95	4,30	5,15
Maksimum	108,45	82,15	99,20
Ortalama	35,34	20,91	30,84
Standart sapma	21,42	14,84	20,02
Veri adedi	266	266	266
Gamma (3P)	$\alpha=1,73$	$\alpha=1,70$	$\alpha=1,37$
	$\beta=16,02$	$\beta=15,35$	$\beta=12,14$
	$\gamma=7,72$	$\gamma=4,85$	$\gamma=4,27$
Weibull (3P)	$\alpha=1,34$	$\alpha=1,33$	$\alpha=1,17$
	$\beta=30,02$	$\beta=28,09$	$\beta=17,60$
	$\gamma=7,87$	$\gamma=5,06$	$\gamma=4,30$

Örnek ağaç sayı ve konumları, Akhisar, Bayındır, Bergama, Demirci, Gördes, İzmir, Manisa ve Menderes Orman İşletme Müdürlüklerinde yer alan fıstıkçamı sahalarının yüzölçümleri (Bektaş, 2012) ile orantılı olacak biçimde düzenlenmiştir. İzmir OBM ve bağlı OİM konumlarının yanında, örnek ağaç adetleri ile OİM fıstıkçamı alanlarının İzmir OBM toplam fıstıkçamı alanına yaklaşık oranları Şekil-1'de görülmektedir.

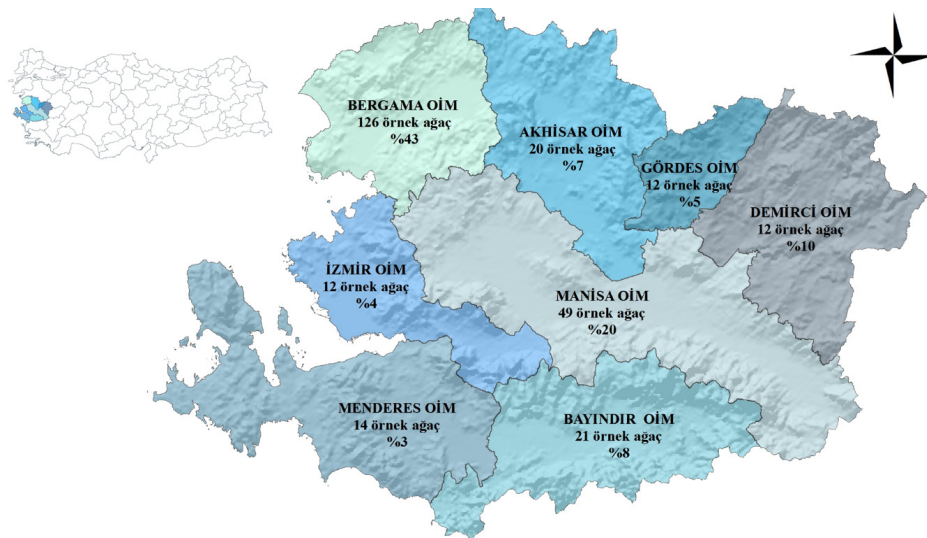
İzmir OBM kapsamındaki ilgili planlama ünitelerine ait orman amenajman plan ve meşcere haritaları örnek ağaçların konumlarının belirlenmesine yönelik ön çalışmada yardımcı materyal olarak değerlendirilmiştir. Tüm istatistik analizler R programlama dili kodları ve genel olarak "caret" paketi ile yapılmış, bazı grafikler için MS Office Excel programı kullanılmıştır.

2.2. Yöntem

Kütük çapı - göğüs çapı ve kütük çapı - orta çap denklemlerinin üretilmesi amacıyla regresyon analizi kullanılmıştır. Test edilmek üzere seçilen basit ve çoklu doğrusal regresyon modelleri değerlendirilirken sıradan en küçük kareler, ağırlıklı en küçük kareler ve genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemlerinden yararlanılmıştır. Çözümleme süreci kapsamında, model eğitim ve test verilerinin bölünmesi aşamalarında "tekrarlanan k-kat çapraz doğrulama" (*repeated k-fold cross-validation*) yöntemi tercih edilmiştir. Alternatif modeller başarı ölçütleri ile değerlendirilmiş, en başarılı seçilen modelin yeterliği ve geçerliği test edilmiştir. Belirlenen denklemlerin ürettiği değerler ile kütük çapına ($d_{0,3}$) bağlı olarak göğüs çapı ($d_{1,3}$) ve orta çap ($d_{h/2}$) tablosu düzenlenmiştir.

2.2.1. Örnek ağaçların seçimi ve ölçümü

Örnek ağaçlar seçilirken düzgün gövdeli, sağlıklı, canlı, sağlam tepeli olmalarına dikkat edilmiştir. Ağaçların çap ve boy kademelerine dağılımlarının mümkün olduğunca eşit ve yeterli sayıda olması gözetenmiştir. Regresyon modellerinde bir değişken olarak değerlendirilmemiş olmalarına rağmen, topoğrafik yapı ve kapalılık gibi meşcere paramet-



Şekil 1. Örnek ağaçların alan üzerindeki dağılımı
Figure 1. Distribution of sample trees on area

releri gözlenmiş; örnek ağaçların mümkün olduğunca farklı meşcere yapıları içerisinde seçilmesine özen gösterilmiştir.

Ağaçlar üzerinde birbirlerine dik biçimde iki kez yapılan ölçüler kütük çapı için 0,3 metreden (m), göğüs çapı için 1,3 metreden ve boy ortası için $h/2$ metreden 0,1 cm hassasiyetle gerçekleştirilmiştir.

2.2.2. İstatistik modellerin belirlenmesi

Literatürdeki benzer çalışmalardan derlenmiş modeller içerisinde, yapılan ön çalışma sonucu 6 adet doğrusal formülü model test edilmek üzere seçilmiştir (Denklemler 2.1-2.6).

$$d_{1.3} = \beta_0 + \beta_1 d_{0.3} + \varepsilon \quad 2.1$$

$$d_{1.3} = \beta_0 + \beta_1 d_{0.3} + \beta_2 \left(\frac{1}{d_{0.3}} \right) + \varepsilon \quad 2.2$$

$$d_{1.3} = \beta_0 + \beta_1 d_{0.3} + \beta_2 \ln d_{0.3} + \varepsilon \quad 2.3$$

$$d_{1.3} = \beta_0 + \beta_1 d_{0.3} + \beta_2 \ln d_{0.3}^2 + \varepsilon \quad 2.4$$

$$d_{1.3} = \beta_0 + \beta_1 d_{0.3} + \beta_2 \left(\frac{1}{d_{0.3}^2} \right) + \varepsilon \quad 2.5$$

$$d_{1.3} = \beta_0 + \beta_1 \ln d_{0.3} + \beta_2 \left(\frac{1}{\ln d_{0.3}^2} \right) + \varepsilon \quad 2.6$$

Burada, $d_{1.3}$ kabuklu göğüs çapı (cm), $d_{0.3}$ kabuklu kütük çapı (cm), $\beta_{0,1,2,\dots,n}$ regresyon katsayıları, $\ln = e$ tabanlı doğal logaritma ve $\varepsilon =$ hata miktarını ifade etmektedir.

2.2.3. Çapraz doğrulama (Cross-validation)

Çapraz doğrulama (CV), veri setini, modeli eğitmek amacıyla bir eğitim setine ve bunu değerlendirmek için bir test setine bölerek model alternatiflerini değerlendirmeye olanak sağlayan bir tekniktir (James ve ark., 2013).

Çapraz doğrulama yöntemi fikir olarak 1930'lu yıllarda (Larson, 1931) ortaya çıkmış ve zaman içerisinde geliştirilmiştir (Mosteller ve Turkey, 1968; Stone, 1974; Gelfand ve ark., 1992; Shao, 1993). Uluslararası literatürde, CV yönteminin orman hasılat çalışmaları kapsamında da tartışıldığı (Zhang, 1997; Kozak ve Kozak, 2003; Robinson ve Wykoff, 2004) ve gelişen yazılım teknolojilerine paralel olarak kullanımının arttığı gözlenmektedir (Mauya ve ark., 2014; Yang ve Huang, 2014; Allen ve ark., 2020).

Günümüzde yapay zekâ uygulamalarında en çok kullanılan prosedür olan k-kat çapraz doğrulama tekniğinde (Goodfellow ve ark., 2018), veri seti rastgele k adet eşit büyüklükteki alt örnekler ayrılır. Bu k alt örneklerinden, modeli test etmek için doğrulama (test grubu) verileri olarak tek bir alt örnek tutulur ve geri kalan ($k-1$) alt örnekler ise eğitim grubu olarak kullanılır (Gürsakan, 2018).



Şekil 2. k=10 kat çapraz doğrulama yöntemi işlem akışı
 Figure 2. Stream of process for k=10 fold cross-validation method

Bu işlem daha sonra k kez tekrarlanır, her bir alt doğrulama örneği mutlaka bir kez doğrulama verisi olarak kullanılır. Yöntemin avantajı, tüm gözlemlerin hem eğitim hem de doğrulama için değerlendirilmesidir (Şekil 2).

Hasılat araştırmalarında da sıklıkla kullanılan genel yaklaşım, veriyi eğitim ve test için iki gruba (%80-%20 gibi) ayırmaktır. Ancak burada, veri parçalanırken verinin dağılımına bağlı olarak modelin eğitimi ve testinde bazı sapmalar (*bias*) ve hatalar oluşabilir. Çapraz doğrulama ile bu sapma ve hatalar en aza indirgenir ve test edilen model için performans tutarlılığı da değerlendirilmiş olur (Yang ve Huang, 2014).

Çapraz doğrulamanın farklı algoritmalar ile çalışın birçok alt yöntemi bulunmaktadır. Bu çalışmada “tekrarlanan k -kat çapraz doğrulama” yöntemi kullanılmıştır. “Tekrarlanan çapraz doğrulama” işlemi ise, çapraz doğrulama prosedürünün orijinal veri setini yine rastgele gruplandırarak biçimde t kez tekrarlanmasıyla gerçekleştirilir. Bu çalışmada veriler 10’a bölünerek (%90 eğitim-%10 test) 10 ($k=10$) kez değerlendirilmiş, sonrasında bu işlemler 9 kez daha ($t=10$) bir öncekinden farklı alt gruplar oluşturularak tekrarlanmıştır.

2.2.4. En uygun modelin seçimi

Model seçimi aşamasında Akaike bilgi ölçütü (AIC), ortalama toplam hata (*bias*), ortalama toplam hata yüzdesi (*percent bias*), ortalama mutlak hata (MAE), ortalama mutlak hata yüzdesi ($MAPE$), hata kareleri ortalamalarının karekökü ($RMSE$) ve düzeltilmiş belirtme katsayısı ($\bar{R}^2$) olmak üzere yedi adet başarı ölçütünden oluşan bir set kullanılmıştır (Denklemler 2.7-2.13).

$$AIC = n \ln(2\pi) + 1 + \ln \left(\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - y'_t)^2 \right) + 2(p + 1) \quad 2.7$$

$$bias = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - y'_t) \quad 2.8$$

$$percent\ bias = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{(y_t - y'_t)}{|y_t|} \quad 2.9$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |y_t - y'_t| \quad 2.10$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|y_t - y'_t|}{y_t} \quad 2.11$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - y'_t)^2} \quad 2.12$$

$$\bar{R}^2 = 1 - \left\{ 1 - \left\{ 1 - \left(\frac{\sum_{t=1}^n (y_t - y'_t)^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y}_t)^2} \right) \right\} * \left\{ \frac{n-1}{n-p-1} \right\} \right\} \quad 2.13$$

Burada, y_t = ölçülen değer, y'_t = tahmin değeri, n = örnek sayısı, t = ölçüm sırası, p = parametre sayısı (sabit hariç) ve $\bar{y}_t$ = ölçülen değer aritmetik ortalamasını ifade etmektedir.

Başarı ölçütleri içerisinde AIC değerinin en küçük olması, düzeltilmiş belirtme katsayısı ($\bar{R}^2$) değerinin bire (1), diğer beş ölçüt değerlerinin ise sıfıra (0) en yakın olması arzu edilmektedir.

“ t ” kez tekrarlanan “ k ” adet katlı çapraz doğrulamada, her bir başarı ölçütü için “ $k*t$ ” adet değer elde edilmektedir. Başarı ölçütleri için ortalama değer Denklem 2.14 ile hesaplanmıştır.

$$CV_{BO} = \frac{1}{t} \sum_{j=1}^t \left(\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k B\bar{O}_i \right)_j \quad 2.14$$

Burada, CV_{BO} = başarı ölçütünün CV puanını, $B\bar{O}_i$ = i . kez ölçülen başarı ölçütü puanını, $i= 1., 2., 3., \dots k$ adet katlanma sırasını, $j= 1., 2., 3., \dots t$ adet CV tekrarlama sırasını ifade etmektedir.

Tek ölçüt başarı puanı, her bir modelin tek bir başarı ölçütü için kendi aralarında değerlendirilme ve sıralama puanları olarak tanımlanabilir. Bu çalışmada modellerin her bir başarı ölçütü için aldığı değer 1 ile 100 puan aralığında dağıtılmıştır. En küçük puan en iyi değeri ifade edecek şekilde düzenlenmiş ve yapılan bağıl puanlama işlemi için Denklem 2.15 kullanılmıştır.

$$BPI_{T0j} = \frac{99(D_{ij} - D_{jmin})}{(D_{jmax} - D_{jmin})} + 1 \quad 2.15$$

Burada, BPI_{T0j} = i . modelin j . tek ölçüt başarı puanını, $i= 1, 2, 3, \dots n$ adet model numarasını (n = test edilen model sayısı), D_{ij} = i . model için j . başarı ölçütü değerini ve D_{jmax} , D_{jmin} = j . başarı ölçütünün modeller için maksimum ve minimum değerini ifade etmektedir.

Bir ya da birkaç tek ölçütten iyi puan alan bir model diğer ölçütler tarafından düşük puanla değerlendirilebilir. Bu durumda; modeller için tek ölçüt değerlerinin tümünün değerlendirileceği bir başarı sıralaması yapılması gerekmektedir.

Tümleşik değerlendirme başarı puanı, her bir model için, tüm başarı ölçütü değerlerinin tümleşik biçimde değerlendirilmesi ile elde edilen modelin genel değeri olarak tanımlanabilir. Hasılat araştırmalarında genel olarak, bu değer her bir model

için tüm başarı ölçüt değerlerinin aritmetik toplamı şeklinde hesaplanmaktadır. Bu çalışmada ise tümleşik değerlendirme puanının hesaplanmasında “pareto optimal” yaklaşım tercih edilmiştir. Başarı ölçütü sayısı kadar (m) boyutlu uzayda, sahip oldukları tek ölçüt değerleri ile saçılmış modeller içerisinde, orijine en yakın konumlu (en küçük Öklid mesafesindeki) model en başarılı kabul edilmiştir. Tümleşik değerlendirme puanları Denklem 2.16 ile hesaplanmıştır.

$$BP_{TDi} = \sqrt{\sum_{j=1}^m (BP_{i_{TOj}})^2} \quad 2.16$$

Burada, $BP_{TDi} = i$. modelin tümleşik başarı ölçütleri puanını, $BP_{i_{TOj}} = j$. model için j . tek ölçüt başarı puanını, $i = 1, 2, 3, \dots, n$ adet model numarasını, $j = 1, 2, 3, \dots, m$ adet başarı ölçütü numarasını ifade etmektedir.

2.2.5. Seçilen modelin yeterliği

Regresyon analizi sonucunda elde edilen modelin doğru olduğu biliniyorsa ileri bir çözümlemeye gerek kalmadan çalışma sonlandırılabilir. Ancak model tahminleri üzerinde dikkatli bir denetim yapmadan modeli kullanmamak gerekir. Bu denetim süreci “model yeterliğinin saptanması süreci” olarak bilinir. Bu süreçte yararlanılan çeşitli ölçü ve yaklaşımlardan bazıları şunlardır (Alpar, 2017):

- Açıklayıcılık katsayısının (R^2) bulunması,
- Artıkların incelenmesi (etkili, uzak ve aykırı gözlemlerin belirlenmesi),
- Artık grafiklerinin çizimi,
- Değişen varyanslılık sorununun saptanması,
- Hataların normal dağıldığı varsayımının testi,
- Çoklu bağlantı sorununun saptanması,
- Hataların ilişkili olması sorununun belirlenmesi.

Bu çalışmada seçilen model yukarıda belirtilen tüm yeterlik ölçüleri değerlendirilmiştir. Artık grafikleri incelenmiş, sabit varyanslılık varsayımı “Breusch-Pagan testi”, hataların dağılımının normalliği “Shapiro-Wilk testi”, çoklu bağlantılık sorunu varyans şişme faktörü (VIF) değerleri ve hataların ilişkiliği ise “Durbin-Watson testi” ile değerlendirilmiştir.

2.2.6. Seçilen modelin geçerliği

Modelin yeterliği, regresyon modelinin eldeki verilere uyumunu araştırarak içsel analizleri kapsar. Mo-

delin geçerliği ise amaçlanan kullanım ortamında başarılı olup olmayacağının belirlenmesine yönelik bir kavramdır. Modelin yeterli olması geçerli olacağı anlamını taşımaz. Model geçerliğinin saptanmasında genel olarak üç farklı yöntem kullanılır (Alpar, 2017). Bunlar;

1. Model katsayılarının ve kestirimlerinin önceki çalışma sonuçlarıyla, teoriyle, vb. karşılaştırılması, incelenmesi,
2. Elde edilecek yeni veriler üzerinde model tahmin performansının değerlendirilmesi,
3. Eldeki verinin bölünmesiyle model kestirim performansının ölçülmesi

şeklinde sıralanabilir. Bunların yanında 4. yöntem olarak sayılabileceğimiz, genel olarak hasılat araştırmalarında (Kumaş ve Kahrıman, 2016; Sağlam ve ark., 2016) ve özellikle hacim modelleri geliştirilen çalışmalarda (Kalıpsız, 1981; Yavuz, 1999; Çatal ve ark., 2005; Bayburtlu, 2007; Ercanlı ve ark., 2008; Özçelik, 2010; Pehlivan, 2010; Sakıcı ve ark., 2018), modelin uygunluk/kullanılabilirlik ölçütü olarak “iki bağımlı grup ortalamaları arasındaki farkın anlamlılığı” testleri sıklıkla kullanılmaktadır.

Başlangıçta kontrol amacıyla veriden ayrılan grupta, ölçülen değerler ve model kestirim değerleri test edilmektedir. Bu aşamada, farkların dağılımlarının normalliği (Shapiro-Wilk testi) ve varyansların homojenliği (Levene testi) varsayımları sağlandığında “Eşleştirilmiş t testi” (ETT) uygulanmaktadır. Varsayımların sağlanmadığı durumlarda ETT ’nin parametrik olmayan karşılığı “Wilcoxon testi” (WT) uygulanarak, sonuçta “yokluk hipotezinin (H_0) reddedilememesi” durumu beklenir. Böylece ölçülen ve kestirilen değerler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olmadığı ve modelin güvenle kullanılabileceği ifade edilebilmektedir.

Bu çalışmada Alpar (2017)’ın sıraladığı ikinci yöntem hariç, diğer 3 yöntem ile modelin geçerliği değerlendirilmiştir. Model karşılaştırma ve incelemelerle yorumlanmış (i), 5 tekrarlı 2 katlama (%50 eğitim-%50 test) çapraz doğrulama yöntemi ile veri bölünmüş, model kestirim performansları ölçülmüş (ii), son olarak da “iki bağımlı grup ortalamaları arasındaki farkın anlamlılığı” testleri kullanılmıştır (iii).

Ancak son test (iii) tüm verinin başlangıçta bir kez ayrılması ile değil, veri setinin çapraz doğrulama yöntemi ile 2 tekrarlı 5 kez (%80 eğitim-%20 test) katlanması ile gerçekleştirilmiştir. Her bir test grubu ölçülen değerleri ile her bir eğitim grubundan elde edilen modelin tahmin değerleri, varsayım

kontrolleri sonrası “Eşleştirilmiş t testi” veya “Wilcoxon testi” ile karşılaştırılmıştır.

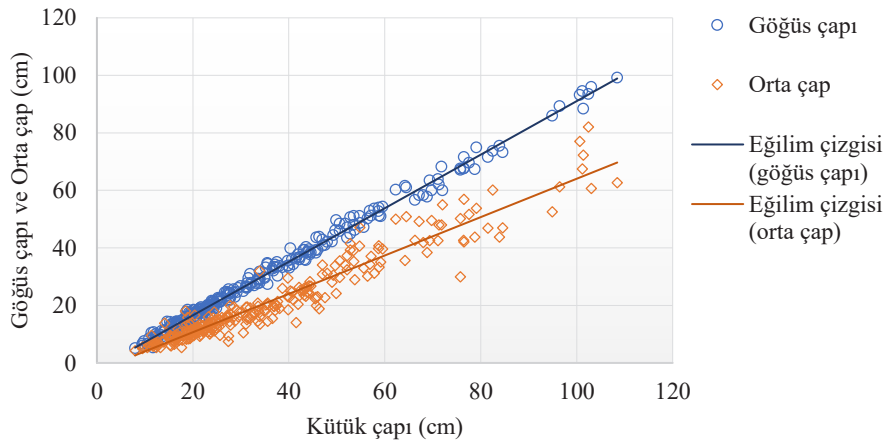
2.2.7. Ağırlıklı en küçük kareler yöntemi

Genelleştirilmiş en küçük karelerin özel bir durumu olan ağırlıklı en küçük kareler, değişen varyansın (*heteroscedasticity*) gözlenmesi durumunda, sabit varyans varsayımının sağlanabilmesi amacıyla en küçük kareler yerine uygulanan bir yöntemdir (Aydın, 2014). Bu çalışmada regresyon varsayımları denetlenirken karşılaşılan sorunların giderilmesi amacıyla, göğüs çapı tahmin modelleri düzenlenmesi aşamasında “ağırlıklı en küçük kareler” yöntemi kullanılmıştır. Ağaç orta çapı tahmin modeli

düzenlenirken ise artık değerlerin normal dağılması problemi sebebiyle “genelleştirilmiş en küçük kareler” yöntemi tercih edilmiştir.

3. Bulgular

Kestirim denklemlerinin belirlenmesi aşamalarında kullanılan istatistik analizler, regresyon katsayıları, bu katsayıların önemlilik düzeyleri, başarı ölçütlerine ait dökümler, artık analizleri ile ilgili grafik/test çıktıları ve uygunluk testleri tablolar biçiminde hazırlanmıştır. Kütük çaplarının göğüs çapı ve orta çap değerleri ile dağılım grafiği Şekil 3’te düzenlenmiştir.



Şekil 3. Kütük çapı verilerinin göğüs çapı ve orta çap değerlerine dağılımı grafiği
Figure 3. Distribution graph of stump diameter data to breast height and mid height diameter values

3.1. Modelin seçimi

En küçük kareler (EKK) yöntemi ile gerçekleştirilen ilk regresyon analizlerinde, değerlendirmeye

katılan modellere ilişkin sabitler, regresyon katsayıları, katsayıların önemlilik düzeyleri ve regresyon varsayımlarını denetlemek için yapılan testlere ilişkin p değerleri Tablo 2’de düzenlenmiştir.

Tablo 2. EKK yöntemi ile göğüs çapı tahmin modelleri için katsayı ve test sonucu değerleri
Table 2. Coefficient and test result values for estimation models of diameter at breast height by OLS method

Model No	β_0	β_1	β_2	$ND_{p\text{ value}}$	$SV_{p\text{ value}}$	$OK_{p\text{ value}}$
2.1	-2,07368 ***	0,93109 ***	- -	0,165298	3,3244E-09	0,05827
2.2	-1,35271 *	0,92238 ***	-10,61518 NS	0,194709	2,1693E-09	0,08369
2.3	-4,00840 **	0,91150 ***	0,77310 NS	0,217424	1,5539E-09	0,08715
2.4	-2,91476 ***	0,90350 ***	0,15279 NS	0,226537	1,3738E-09	0,08689
2.5	-1,77849 ***	0,92653 ***	-67,91491 NS	0,179823	2,7226E-09	0,07619
2.6	-1,10568 NS	0,92219 ***	-6,93153 NS	0,194920	2,2112E-09	0,08269

Tablonun ilk satırındaki $\beta_{0,1,2}$: regresyon sabit ve katsayılarını, $ND_{p\text{ value}}$: Artıkların normal dağılım varsayımı için yapılan “Shapiro-Wilk testi” p değerini, $SV_{p\text{ value}}$: Sabit varyans varsayımı için yapılan “Breusch-Pagan testi” p değerini, $OK_{p\text{ value}}$: Otokorelasyon varsayımı için yapılan “Durbin-Watson testi” p değerini ifade eder (p değeri kodları: ****: $p < 0,001$, ***: $p < 0,01$, **: $p < 0,05$, NS: $p > 0,05$).

Her bir model için “artık değerlerin” normal dağıldığı ve otokorelasyon problemi olmadığı beşinci ve yedinci sütunlardaki değerlerden anlaşılmaktadır ($p>0,05$). Ancak görüldüğü üzere ($SV_{p\text{ value}}$ sütunu) sabit varyans (*homoscedasticity*) varsayımı testi p değeri sonuçları, tüm modeller için varyansın değişken olduğu problemini işaret etmektedir ($p<0,05$).

Değişen varyans giderilmediğinde, elde edilen regresyon katsayıları yansız olmasına karşın büyük standart hataya sahip olacaktır. Bu da parametrelere ilişkin geniş güven aralıkları oluşmasına ve katsayılarla ilişkin testlerin düşük duyarlılıkta olmasına neden olur (Alpar, 2017). Bu durumda tahmin edi-

len regresyon katsayılarının kovaryans matrisinin tutarsızlığı nedeniyle t ve F testleri artık güvenli değildir (Aydın, 2014).

Öncelikli çözüm, değişkenler üzerinde “varyans dengeleme/sabitlenme dönüşümleri” yönteminin uygulanmasıdır. Bu yöntem denenmiş, ancak başarılı bir sonuç elde edilememiştir. Problem regresyon analizinde “ağırlıklı en küçük kareler” (*weighted least squares- WLS*) yönteminin kullanımıyla giderilmiştir.

Ağırlıklı en küçük kareler (*AEKK*) yöntemi kullanılarak yapılan regresyon analizleri sonucunda, modeller için elde edilen regresyon katsayıları ve test değerleri Tablo 3’te görülmektedir.

Tablo 3. *AEKK* yöntemi ile göğüs çapı tahmin modelleri için katsayı ve test sonucu değerleri
Table 3. Coefficient and test result values for estimation models of diameter at breast height by WLS method

Model No	β_0	β_1	β_2	$ND_{p\text{ value}}$	$SV_{p\text{ value}}$	$OK_{p\text{ value}}$
2.1	-2,205816 ***	0,935139 ***		0,25632	0,67312	0,144
2.2	-1,518200 *	0,925000 ***	-8,682400 NS	0,22648	0,57916	0,170
2.3	-3,972420 **	0,912010 ***	0,756840 NS	0,22314	0,38724	0,184
2.4	-2,978920 ***	0,901160 ***	0,165150 NS	0,22535	0,31497	0,188
2.5	-1,913189 ***	0,929580 ***	-51,577602 NS	0,23346	0,68380	0,148
2.6	-1,335970 NS	0,925140 ***	-5,557510 NS	0,22990	0,58186	0,168

Tablo 3, sütun $SV_{p\text{ value}}$ ’de görüldüğü üzere sabit varyans (*homoscedasticity*) varsayımı testi p değerlerinin tümü $\alpha=0,05$ ’ten büyüktür ($p>0,05$). Bu durum varyans değişkenliği probleminin tüm modeller için giderildiği anlamına gelmektedir.

Başarı ölçüt puanlarının toplu olarak gözlenebildiği yarışma tablosu Tablo 4’te görüldüğü gibi 2.1 numaralı model “148,6” puan ile en iyi tümleşik başarıya sahip model olarak seçilmiştir. Modele ait ANOVA sonuçları $\alpha=0,05$ için F istatistikleri

Tablo 4. Model seçimi için yarışma tablosu
Table 4. Competition table for model choosing

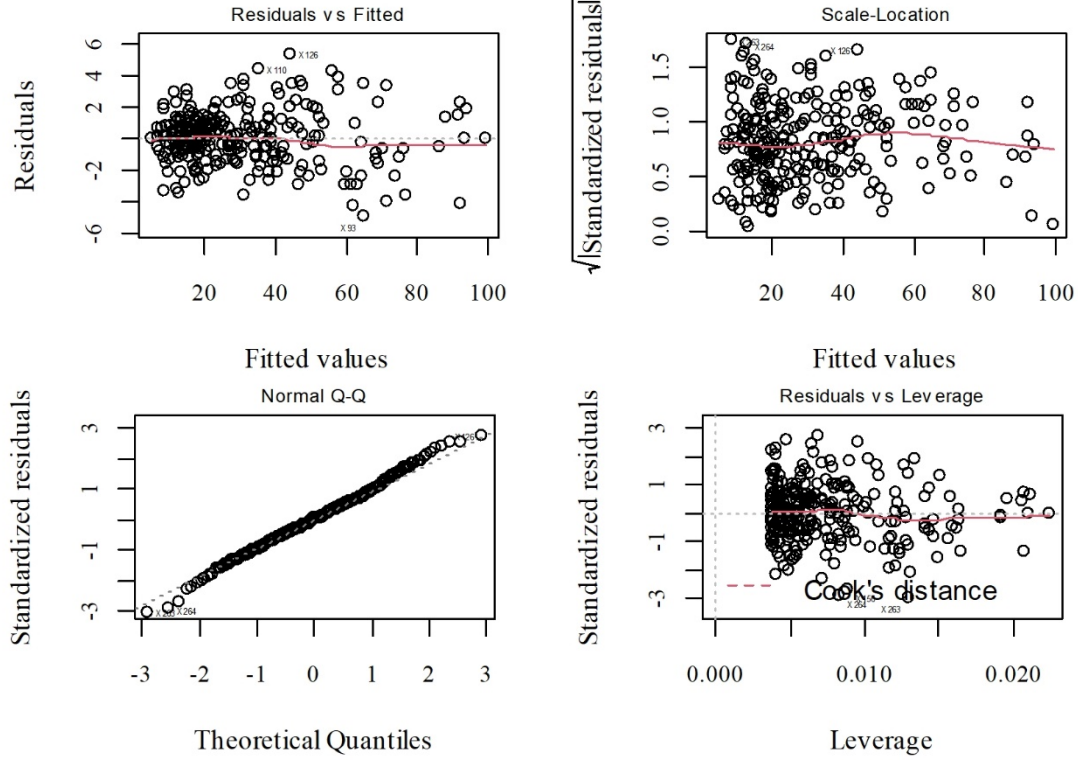
Mdl No	CV_{RMSE}	P_{TO}	CV	P_{TO}	CV_{MAE}	P_{TO}	CV_{MAPE}	P_{TO}	CV_{BIAS}	P_{TO}	CV_{PBIAS}	P_{TO}	CV_{AIC}	P_{TO}	P_{TD}
2.1	1,66990 0,24025	45,5	0,99200 0,00320	1,0	1,29012 0,20146	1,0	0,05400 0,01188	1,0	-0,0127 0,33165	100	-0,0068 0,01762	100	106,246 9,12641	1,0	148,6
2.2	1,66918 0,23860	1,0	0,99168 0,00328	97,5	1,29237 0,20266	40,2	0,05434 0,01187	79,1	-0,0051 0,32760	30,9	-0,0060 0,01733	6,9	108,223 9,08652	96,5	166,4
2.3	1,66993 0,23692	47,2	0,99168 0,00326	97,4	1,29435 0,20172	74,9	0,05426 0,01175	61,6	-0,0027 0,32601	9,3	-0,0059 0,01733	1,0	108,262 9,01532	98,3	175,7
2.4	1,67077 0,23605	100	0,99167 0,00324	98,7	1,29580 0,20122	100	0,05424 0,01170	55,2	-0,0018 0,32540	1,0	-0,0059 0,01733	1,7	108,296 8,97648	100	206,9
2.5	1,66962 0,23961	28,1	0,99167 0,00331	100	1,29192 0,20327	32,4	0,05443 0,01197	100	-0,0071 0,32884	49,8	-0,0061 0,01734	19,0	108,230 9,12111	96,8	184,5
2.6	1,66920 0,23873	2,1	0,99168 0,00329	97,7	1,29235 0,20274	39,9	0,05437 0,01190	85,0	-0,0053 0,32770	33,2	-0,0060 0,01732	7,9	108,224 9,09037	96,5	169,8

Her bir model için CV_{BO} değerlerinin altında verilen değerler CV_{BO} ’nın standart sapmalarıdır. P_{TO} tek ölçüt puanı, P_{TD} tümleşik değerlendirme puanıdır.

açısından anlamlıdır [$F(1, 264) = 2,567e+04$, $p < 0,001^{***}$ ($p < 2,2e-16$)]. Düzeltilmiş belirtme katsayısı ($\bar{R}^2$) 0,9898; artıkların standart hatası (S) 1,283 cm'dir. Yüz kez (10x10) yinelenen regresyon analizleri ile hesaplanan ölçüt değerleri, standart sapmaları ile birlikte verilmiştir.

3.2. Modelin yeterliği

Seçilen “Model 2.1” için regresyon sabit ve katsayısı $p < 0,001$ önem düzeyinde sıfırdan farklı bulunmuştur ($p < 2,2E-16$). Modele ait tanılama grafikleri Şekil 4'te verilmiştir.



Şekil 4. Model 2.1 için bazı tanılama grafikleri
Figure 4. Diagnostic plots for Model 2.1

Şekilde görülen uyum değerlerine (*fitted values*) karşın artıkların (*residuals*) grafikleri, doğrusal bir eğilim sergilemekte ve artıklar sıfır (0) etrafında rastgele bir dağılım göstermektedir. Bu durum modelde ciddi bir kusur olmadığı anlamı taşır. Normal Q-Q grafiğine göre artıklar normal dağılım göstermekte ve leverage değerleri de ciddi bir etkili, uzak ya da aykırı bir gözlem uzaklığı değerini işaret etmemektedir.

Grafik yorumlarının, sayısal değerlerle doğrulanması amacıyla uygulanan testler ve sonuçları aşağıda özetlenmiştir.

- “Shapiro-Wilk testi” sonuçları ($W=0,99309$; $p=0,2563$) ile artık değerlerin normal dağıldığı ($p > 0,05$),
- “Breusch-Pagan testi” sonuçları ile ($Chisquare=0,1779695$; $Df=1$; $p=0,67312$) varyansın değişken olmadığı ($p > 0,05$),
- “Durbin-Watson testi” sonuçları ile de ($Autocorrelation=0,086146$; $D-W \text{ Statistic}=1,8238$;

$p=0,144$) hataların ilişkili olmadığı ($p > 0,05$) belirlenmiştir.

Çoklu bağlantılık sorunu için varyans şişme faktörü (*VIF*) değerleri ise seçilen modelin tek değişkenli formu nedeniyle incelenmemiştir.

3.3. Modelin geçerliği

Modelin geçerliği, hasılat araştırmalarında genel olarak “uygunluğun denetimi” (Kalıpsız, 1984) ve modelin ya da tablonun “kullanılabilirliği” şeklinde ifade edilmektedir. Örneğin ağaç hacmini tahmin eden yüksek hassasiyetli hacim denklemleri için mutlak hata yüzdesinin %8’den (Chapman ve Mayer, 1949) ya da %10’dan (Spurr, 1952), toplam hata yüzdesinin de %1’den küçük olması şartı çalışmalarda denklemin uygunluk/kullanılabilirlik ölçütü olarak belirtilmektedir (Alemdağ, 1962; Kalıpsız, 1984).

Bu çalışma için, seçilen ve yeterliği doğrulanan modelin geçerliği 3 farklı yöntem ile değerlendirilmiştir.

3.3.1. Model katsayılarının ve kestirimlerinin önceki çalışma sonuçlarıyla, teoriyle karşılaştırılması, incelenmesi

Bu çalışmada geliştirilen ve çam türleri için yapılmış

diğer bazı çalışmalarda geliştirilmiş doğrusal regresyon modellerine ait sabitler (β_0), katsayılar (β_1), korelasyon katsayıları (r), standart hatalar (S) ve örnek ağaç sayıları (n) karşılaştırılmak üzere Tablo 5'te düzenlenmiştir.

Tablo 5. Çam türleri için yapılan benzer çalışmalara ilişkin sonuçların karşılaştırılması
Table 5. Comparison with other studies results for pine species

Çalışma	Ağaç türü	β_0	β_1	r	S	n
(Uğurlu ve Özer, 1977)	Kızılçam (<i>Pinus brutia</i>)	-3,3697	0,9009	0,974	0,69	257
(Özer, 1981)	Sarıçam (<i>Pinus sylvestris</i>)	-2,68675	0,85301	0,994	4,81	230
(Giray, 1982)	Karaçam (<i>Pinus nigra</i>)	-1,739817	0,763134	0,971	5,60	-
(Özçelik, 2005)	Kızılçam (<i>Pinus brutia</i>)	-3,553	0,913	0,950 *	2,91	307
(Özçelik, 2005)	Karaçam (<i>Pinus nigra</i>)	-2,936	0,872	0,988 *	2,45	176
(Şenyurt, 2012)	Sarıçam (<i>Pinus sylvestris</i>)	-0,56	0,87	0,988 *	2,00	1111
	Fıstıkçamı (<i>Pinus pinea</i>)	-2,205816	0,935139	0,995	1,28	266

“*” işaretli korelasyon (r) değerleri, ilgili çalışmalarda bulunmadığından belirtme katsayılarının (R^2) karekökü olarak hesaplanmıştır.

Tablo 5'te takip edilebileceği üzere, çalışmalardaki denklemler için, beklenenin tersi işarete sahip (“+” iken “-” ya da “-” iken “+” işaretli olmuş) katsayı değerleri yoktur. Genel olarak sabit ve katsayı değerleri birbirlerini dengeler biçimde hareket etmektedir. Bunun yanında, r ve S_{yx} değerlerinin birbirleri ile uyumlu ve yakın oldukları görülmekte olup, fıstıkçamı denkleminde ilişkin genel eğilimden farklı ve aykırı bir değer gözlenmez. Regresyon katsayıları dikkate alındığında, enterpolasyon ve ekstrapolasyon performansları açısından da denklemlerin birbirlerine yakın oldukları söylenebilir.

Fıstıkçamı için düzenlenen modelin aykırı bir eğilim göstermemesi, gözetilen ölçütler dikkate alınarak diğer modellerle oldukça uyumlu ve yakın de-

ğerlere sahip olması, geçerliliğini doğrulamaktadır.

3.3.2. Eldeki verinin bölünmesiyle model kestirim performansının ölçülmesi

Tekrarlı k kat çapraz doğrulama yöntemi ile veri seti rastgele 5 tekrarlar iki eşit ($k=2$) gruba bölünmüştür. Her iki eşit gruptan biri önce eğitim sonra test grubu, diğeri de önce test sonra eğitim grubu olarak değerlendirilmiş, bu işlem 5 kez tekrarlanmıştır.

Grup-1 ($g1$) ve Grup-2 ($g2$) şeklinde bölünmenin her tekrarı için; elde edilen denklemlerin belirtme katsayıları (R^2_{model}) ile model uyum değerleri-test grubu ölçülen değerleri arasındaki belirtme katsayıları ($R^2_{kestirim}$) Tablo 6'da düzenlenmiştir.

Tablo 6. Eğitim ve test grupları için model R^2 ve kestirim R^2 değerleri
Table 6. R^2 values for training and test groups

Yineleme	R^2_{model} $g1_{eğitim}$	$R^2_{kestirim}$ $g2_{test}$	R^2_{model} $g2_{eğitim}$	$R^2_{kestirim}$ $g1_{test}$
1	0,98748	0,99490	0,99204	0,99047
2	0,99054	0,99251	0,98921	0,99346
3	0,98908	0,99388	0,99087	0,99222
4	0,98874	0,99398	0,99121	0,99217
5	0,98866	0,99395	0,99094	0,99190

Karşılaştırılan R^2 değerleri arasında ciddi sayılabilecek bir farkın olmaması arzu edilir (Alpar, 2017). Tabloda değerlerin birbirlerine oldukça yakın seyretdikleri net olarak gözlenebilmektedir. Genel olarak kestirim değerlerinde model değerlerine göre bir düşüş beklenmektedir. Ancak tabloda büyük bir fark olmamasının yanı sıra küçük miktarda bir artış gözlenmektedir. Bu durum modelin yeni veriyi orijinal veri kadar, hatta ondan daha iyi tahmin ettiğini gösterir. Normalde bu görüntü, veri sayı-

sının eksik olduğu ve daha büyük bir örneklem ile çalışılması gerektiğinin göstergesi olarak yorumlanabilir. Ancak burada test amaçlı verinin yarısı ile modelleme yapılmasından kaynaklanan bir durumdur. Model ve kestirim belirtme katsayıları arasında ciddi farkların olmaması ayıca aşırı uyum (*overfitting*) ve yetersiz uyum (*underfitting*) problemlerinin olmadığına da bir göstergesidir.

Tekrar tekrar elde edilen oldukça yakın ve yüksek

R^2 değerleri ile yorumlanmaları doğrultusunda modelin geçerliğinin kabulü rahatlıkla ifade edilebilir.

3.3.3. Seçilen model formunun “Eşleştirilmiş t testi” ile değerlendirilmesi

Veri seti çapraz doğrulama yöntemi ile eğitim (%80) ve test (%20) grubu olarak toplam 10 kez rastgele bölünmüştür. Her bir veri tam olarak iki kez test grubu içerisinde yer almıştır.

Eğitim verileri ile elde edilen modelin (test grubu kütük çapları ile çalıştırılmış) göğüs çapı tahmin değerleri (i) ile test grubundaki ölçülen göğüs çapı

değerleri (ii) arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olup olmadığı 10 tekrarla test edilmiştir.

Testlerin sonuçları Tablo 7’de düzenlenmiştir. Tablodaki ilk sütun yineleme (iteration) numarasıdır. İkinci sütun modellerin artık değerlerinin normallik testi (SWT_{model}) p değerleridir. Varsayım testlerinden Shapiro-Wilk (SWT_{var1}) p değerleri üçüncü, Levene testi (LT_{var2}) p değerleri ise dördüncü sütunda yer almaktadır. Beşinci sütunda “Eşleştirilmiş t Testi” (ETT), altıncı sütunda “Wilcoxon Testi” (WT) p değerleri yer almaktadır. Modellerin kestirim değerleri ile test grubu ölçülen göğüs çapı değerleri arasındaki belirtme katsayısı ($R^2_{kestirim}$) değerleri yedinci sütunda bilgi olarak verilmiştir.

Tablo 7. Model 2.1 için varsayım ve karşılaştırma testlerinin p değerleri
Table 7. P values of assumption and comparison tests for Model 2.1

Yineleme	SWT_{model}	SWT_{var1}	LT_{var2}	ETT	WT	$R^2_{kestirim}$
1	0,6974	0,91397	0,94151	0,23007	0,30559	0,99444
2	0,4985	0,00899	0,99539	0,24819	0,06003	0,99001
3	0,9053	0,42798	0,94833	0,76035	0,91659	0,99185
4	0,8221	0,28731	0,89264	0,27011	0,48600	0,99409
5	0,4208	0,18006	0,93654	0,41315	0,30131	0,99239
6	0,7645	0,73831	0,96475	0,80644	0,91659	0,99287
7	0,8219	0,74272	0,83401	0,89992	0,85190	0,99249
8	0,9324	0,37635	0,88510	0,11376	0,12944	0,99439
9	0,8297	0,31609	0,94480	0,88590	0,88056	0,99420
10	0,7991	0,99108	0,93381	0,18715	0,17336	0,99393

Toplam on kez elde edilen tüm model denklemleri için, artırımlarının normal dağıldığı ikinci sütundaki her p değeri ile söylenebilir ($p>0,05$).

SWT_{var1} ve LT_{var2} sütunlarında, bir tanesi hariç (ikinci yineleme) ETT için gereken normallik ve varyansların homojenliği varsayımlarının karşılandığı görülmektedir ($p>0,05$). ETT sütununda görülen tüm p değerleri ile “sıfır hipotezi” (H_0) reddedilemez olup, gruplar arasında anlamlı bir fark olmadığı ve denklemlerin %95 güvenirlilik düzeyinde (1- α) kullanılabilir oldukları söylenebilir ($p>0,05$).

İkinci yinelemede normallik varsayımı test sonucu $p=0,00899$ bulunmuştur ($p<0,05$). ETT için varsayım karşılanmadığından Wilcoxon testi sonucu dikkate alınmıştır. Testin p değeri ($p=0,06003$) ile gruplar arasında istatistik olarak anlamlı bir fark bulunmadığı, denklemin güvenle ($\alpha=0,05$) kullanılabilir olduğu sonucuna varılmaktadır ($p>0,05$).

Kestirim ve ölçülen göğüs çapı değerleri arasındaki belirtme katsayılarının oldukça büyük olduğu $R^2_{kestirim}$ sütununda gözlenmektedir. Her tekrarda istikrarlı biçimde neredeyse sapsız hesaplanan bu değerler de modelin kullanılabilirliğini desteklemektedir.

3.3.4. Kütük çapı-ağaç orta çapı denklemi

Yargı organları tarafından talep edildiği durumlarda kullanılmak üzere kütük çapından orta çapı tahmin eden model doğrusal bir denklem olarak belirlenmiştir. Ağaç orta çapı ($d_{h/2}$) bağımlı değişkeninin normal dağılım varsayımı sağlanamadığından, regresyon analizi “genelleştirilmiş en küçük kareler” yöntemi ile gerçekleştirilmiştir. Belirlenen modele ilişkin değerler Tablo 8’de düzenlenmiştir.

4. Tartışma ve Sonuç

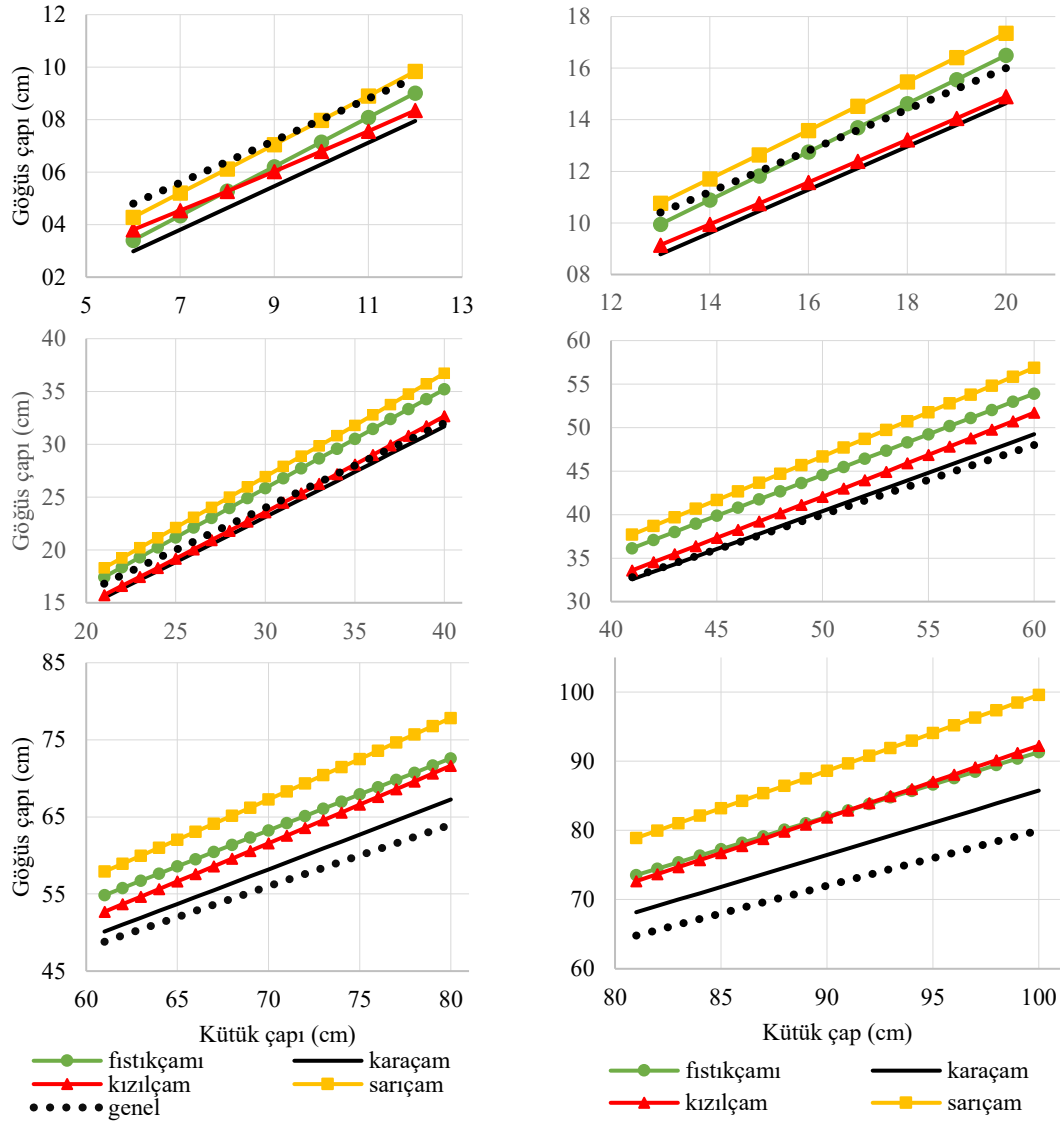
4.1. Karşılaştırmalar

Bu çalışmada belirlenen en uygun seçilen fıstıkçamı ağaç türü göğüs çapı model kestirimleri, farklı çalışmalar ile düzenlenmiş olan karaçam (Özçelik, 2005), kızılçam (Özçelik, 2005), sarıçam (Şenyurt, 2012) ağaç türleri ve tüm türler (Giray, 1982) için hazırlanmış göğüs çapı denklemlerinin kestirim değerleri ile karşılaştırılmıştır. Oluşturulan grafikler (Şekil 5) net gözlenebilmeleri amacıyla altı farklı kütük çapı grubuna sınıflandırılarak düzenlenmiştir.

Tablo 8. Ağaç orta çapı tahmin modeline ilişkin özet değerler
Table 8. Summarized values for prediction model of mid diameter

Artıkların sapma değerleri:				
<i>Min</i>	<i>IQ</i>	<i>Median</i>	<i>3Q</i>	<i>Max</i>
-0,65665	-0,10951	-0,01104	0,07929	0,65455
Katsayılar:				
	<i>Tahmin</i>	<i>Std. Hata</i>	<i>t değeri</i>	<i>Pr(> t)</i>
Sabit (β_0)	-0,88087	0,28801	-3,058	0,00245 **
Kütük çapı (β_1)	0,60682	0,01326	45,765	<2E-16 ***

Anlamlılık değeri kodları (significance codes): '***': $p < 0,001$; '**': $p < 0,01$; Gamma ailesi için alınan dağılım parametresi: 0,03297025; Sıfır sapma değeri (Null deviance): 113,9644 (serbestlik derecesi: 265); Artıkların sapma değeri (Residual deviance): 8,5075 (serbestlik derecesi: 264); Akaike bilgi ölçütü değeri (AIC): 1350,1; Fisher Skoru yineleme sayısı: 4



Şekil 5. Ağaç kütük çapı-göğüs çapı ilişkilerinin farklı ağaç türleri arasında karşılaştırılması
Figure 5. Comparison of stump diameter-breast height diameter relationships among different tree species

Giray (1982), çalışmasında göğüs çapı değerinin kütük çapı değerinin %80'ine karşılık geldiğini, tür ayrımı yapılmaksızın bu oranın kullanılmasında bir sakınca olmadığını belirtmiştir. Şekil 5'te tüm türler için genel oranın (Giray, 1982), kütük çapının 18 cm ile 25 cm aralığı için yaklaşık ortalamayı temsil ettiği görülmektedir. Ayrıca yaklaşık 10 cm'ye kadar kütük çapı için göğüs çapını "en büyük" değerle; kütük çapı 45 cm'den itibaren artarak devam ederken de göğüs çapını sürekli biçimde "en küçük" değerle (diğer türlere görece) tahmin etmektedir.

Grafikteki diğer ağaç türleri içinde, sürekli biçimde en yüksek göğüs çapı değeri tahmini sarıçam için yapılmaktadır. Sarıçamı 8 cm ile 90 cm kütük çapı aralığında fıstıkçamı, sonrasında da kızılçam takip etmektedir. Karaçam için yapılan kestirimler ise sürekli en küçük değerli olarak gözlenmektedir. Ancak bu karşılaştırmaların yalnızca seçilen "bölgesel" çalışmalar arasında yapıldığı, bu nedenle ağaç türleri için genelleme yapılamayacağı unutulmamalıdır.

4.2. Sonuç

Değerlendirmeler sonucunda göğüs çapı tahmin modeli alternatifleri içerisinde en uygunu "Model 2.1" olarak belirlenmiştir. Denklemin yeterli ve İzmir OBM idari sınırları içerisinde, fıstıkçamı ağaç türü için %95 güvenilirlik düzeyinde ($\alpha=0,05$) kullanılabilir olduğu sonucuna varılmıştır. Eşitlik aşağıdaki gibi yazılabilir (Denklem 4.1).

$$d_{1,30} = -2,205816 + 0,935139 \times d_{0,30} \quad 4.1$$

Modelin sabit terimi çıkarılıp değişken katsayısı tekrar hesaplandığında aşağıdaki eşitlik (Denklem 4.2) elde edilmektedir.

$$d_{1,30} = 0,888141 \times d_{0,30} \quad 4.2$$

Fıstıkçamı kütük çapı-ağaç orta çapı denklemi (Denklem 4.3) aşağıdaki gibidir.

$$d_{h/2} = -0,88087 + 0,60682 \times d_{0,30} \quad 4.3$$

Modelin sabit terimsiz tekrar analizi sonucu aşağıdaki eşitlik (Denklem 4.4) elde edilmektedir.

$$d_{h/2} = 0,61191 \times d_{0,30} \quad 4.4$$

İzmir OBM idari sınırları içinde, gövdesi kesilerek taşınmış ve zeminde yalnızca kütükleri var olan fıstıkçamı ağaçları için göğüs çapı ve orta çap değerleri, düzenlenen denklemlerden (Denklem 4.1

ve Denklem 4.3) ya da daha pratik biçimde Tablo 9'dan yararlanılarak kestirilebilir.

4.3. Öneriler

Çalışma sonucunun ormancılık ve adli uygulamalarda kullanımı yanında benzer içerikli çalışmalar için araştırmacılara yardımcı olabileceği düşünülen önerileri şunlardır:

- İzmir OBM sınırları içerisinde, farklı nedenlerle dip kütüklerinden başka ölçülecek bir parçası bulunamayan fıstıkçamı ağaçları için göğüs çapını tahmin etmek amacıyla, çalışma sonucunda yeterliği ve geçerliği doğrulanan "Denklem 4.1" kullanımı önerilmektedir. Hacim değerleri ise tahmin edilen göğüs çapına bağlı olarak fıstıkçamı gövde hacim tabloları (Özçankaya ve ark., 2021) kullanılarak kestirilebilir.
 - Hukuki bir süreç içerisinde ihtiyaç duyulduğu durumlarda, yargı organlarınca talep edilen ağaç orta çapı değeri de çalışma sonucunda elde edilen "Denklem 4.3" ile hesaplanabilir.
 - Giray (1982) tarafından tüm asli ağaç türlerimiz için tavsiye edilen kütük çapı-göğüs çapı oranının (%80) düşük bir oran olduğu söylenebilir. Giray'ın bu çalışmasından sonraki çalışmalarda %80'den daha küçük oranlı denkleme rastlanmamıştır. Bu kapsamda bir çalışma yapılmamış ağaç türleri için, Giray'ın denkleminin kullanılmasında ciddi bir sakınca olmadığı söylenebilir. Ancak tür için geliştirilen bir denklem var ise öncelikle o denklemin kullanılması daha uygun olacaktır.
 - Ormancılık hasılat araştırmaları genel olarak ciddi emek ve zaman isteyen çalışmalardır. Örnekleme yöntemlerinin ya da deneme desenlerinin uygulamaları zahmetli ve maliyetli işlemler olduğundan genellikle minimum yeterlikle kurgulanıp gerçekleştirilmeye çalışılmaktadır. Elde edilebilen verilerin bir kısmının başlangıçta test grubu olarak ayrılması ile modelleme aşamasında eğitim için ayrılan veri grupları sınır sayılarda değerlendirilebilmektedir. Yetersiz sayıda veri ile eğitilen modellerde düşük uyum (*underfitting*) problemleri olabilmektedir. Ayrıca veri parçalanırken hangi verinin eğitim grubuna ve hangisinin test grubuna ayrıldığına bağlı olarak sonuç değişebilir. Eğitim için ayrılan veri iyi bir örneklem olmayabilir ve bölümlemenin nasıl yapıldığına bağlı olarak değerlendirme sonucu önemli ölçüde farklılık gösterebilir.
- Bu problemler çapraz doğrulama yöntemleri ile büyük oranda çözülebilmektedir. Yöntemin avantajı, tüm gözlemlerin hem eğitim hem de test için farklı

Tablo 9. Ölçülen kütük çapı değerleri için göğüs çapı ve ağaç orta çapı kestirim değerleri
Table 9. Estimation values of breast height diameter and mid diameter for measured stump diameter

Kütük çapı $d_{0,30}$ (cm)	Göğüs çapı $d_{1,30}$ (cm)	Orta çapı $d_{h/2}$ (cm)	Kütük çapı $d_{0,30}$ (cm)	Göğüs çapı $d_{1,30}$ (cm)	Orta çapı $d_{h/2}$ (cm)	Kütük çapı $d_{0,30}$ (cm)	Göğüs çapı $d_{1,30}$ (cm)	Orta çapı $d_{h/2}$ (cm)	Kütük çapı $d_{0,30}$ (cm)	Göğüs çapı $d_{1,30}$ (cm)	Orta çapı $d_{h/2}$ (cm)
8,00	5,28	3,97	38,00	33,33	22,18	68,00	61,38	40,38	98,00	89,44	58,59
9,00	6,21	4,58	39,00	34,26	22,79	69,00	62,32	40,99	99,00	90,37	59,19
10,00	7,15	5,19	40,00	35,20	23,39	70,00	63,25	41,60	100,00	91,31	59,80
11,00	8,08	5,79	41,00	36,13	24,00	71,00	64,19	42,20	101,00	92,24	60,41
12,00	9,02	6,40	42,00	37,07	24,61	72,00	65,12	42,81	102,00	93,18	61,01
13,00	9,95	7,01	43,00	38,01	25,21	73,00	66,06	43,42	103,00	94,11	61,62
14,00	10,89	7,61	44,00	38,94	25,82	74,00	66,99	44,02	104,00	95,05	62,23
15,00	11,82	8,22	45,00	39,88	26,43	75,00	67,93	44,63	105,00	95,98	62,84
16,00	12,76	8,83	46,00	40,81	27,03	76,00	68,86	45,24	106,00	96,92	63,44
17,00	13,69	9,44	47,00	41,75	27,64	77,00	69,80	45,84	107,00	97,85	64,05
18,00	14,63	10,04	48,00	42,68	28,25	78,00	70,74	46,45	108,00	98,79	64,66
19,00	15,56	10,65	49,00	43,62	28,85	79,00	71,67	47,06	109,00	99,72	65,26
20,00	16,50	11,26	50,00	44,55	29,46	80,00	72,61	47,66	110,00	100,66	65,87
21,00	17,43	11,86	51,00	45,49	30,07	81,00	73,54	48,27	111,00	101,59	66,48
22,00	18,37	12,47	52,00	46,42	30,67	82,00	74,48	48,88	112,00	102,53	67,08
23,00	19,30	13,08	53,00	47,36	31,28	83,00	75,41	49,49	113,00	103,46	67,69
24,00	20,24	13,68	54,00	48,29	31,89	84,00	76,35	50,09	114,00	104,40	68,30
25,00	21,17	14,29	55,00	49,23	32,49	85,00	77,28	50,70	115,00	105,34	68,90
26,00	22,11	14,90	56,00	50,16	33,10	86,00	78,22	51,31	116,00	106,27	69,51
27,00	23,04	15,50	57,00	51,10	33,71	87,00	79,15	51,91	117,00	107,21	70,12
28,00	23,98	16,11	58,00	52,03	34,31	88,00	80,09	52,52	118,00	108,14	70,72
29,00	24,91	16,72	59,00	52,97	34,92	89,00	81,02	53,13	119,00	109,08	71,33
30,00	25,85	17,32	60,00	53,90	35,53	90,00	81,96	53,73	120,00	110,01	71,94
31,00	26,78	17,93	61,00	54,84	36,14	91,00	82,89	54,34	121,00	110,95	72,54
32,00	27,72	18,54	62,00	55,77	36,74	92,00	83,83	54,95	122,00	111,88	73,15
33,00	28,65	19,14	63,00	56,71	37,35	93,00	84,76	55,55	123,00	112,82	73,76
34,00	29,59	19,75	64,00	57,64	37,96	94,00	85,70	56,16	124,00	113,75	74,36
35,00	30,52	20,36	65,00	58,58	38,56	95,00	86,63	56,77	125,00	114,69	74,97
36,00	31,46	20,96	66,00	59,51	39,17	96,00	87,57	57,37	126,00	115,62	75,58
37,00	32,39	21,57	67,00	60,45	39,78	97,00	88,50	57,98	127,00	116,56	76,19

formlarda defalarca değerlendirilmesi, böylece bölünme ile oluşan sapma ve hataları en aza indirmesidir.

“Çapraz doğrulama” yönteminin hasılat çalışmalarında kullanımı ile zor koşullarda elde edilen verinin daha verimli kullanılabileceği, modelin genelleşme performansının daha iyi ölçülebileceği, aşırı uyum ya da seçim yanlılığı problemlerinin tespiti ile (Cawley ve Talbot, 2010) model seçimi ve geçerliği sürecinde daha doğru değerlendirmeler yapılacağı düşünülmektedir.

- Regresyon analizi, hasılat çalışmalarında oldukça sık kullanılan istatistik yöntemlerden biridir. Diğer birçok istatistik yöntem gibi regresyon analiz yöntemlerinin de belli varsayımları vardır. Dağılım teorisi, hipotez testleri ve güven aralıkları da ancak bu varsayımların sağlanması durumunda geçerlidir. Varsayımların sağlana-

maması standart sonuçlar için ciddi hatalara neden olabilir (Aydın, 2014). Uygulama aşamasında çözümlemenin kuramsal boyutu ve bazı temel bilgiler göz ardı edilebildiğinden, literatürde eksik ve hatalı sonuçlara sıklıkla rastlanmaktadır (Alpar, 2017).

Hasılat çalışmaları kapsamında gerçekleştirilen regresyon analizlerinde de varsayımlar test edilmeli, sağlanamadığı durumlar için uygun çözüm yöntemleri denenmeli, giderilemeyen varsayım problemleri ise raporda belirtilmelidir. Bu analiz sonucunu daha anlaşılır kılacak, okuyucu tarafından yorumlanmasını kolaylaştıracaktır. Ayrıca, yapılacak benzer çalışmalar için sonuç karşılaştırma aşamalarında araştırma ve araştırmacı açısından yararlı olacağı düşünülmektedir.

- Model seçiminde kullanılan başarı ölçütleri, optimal kombinasyonlarının belirlenmesi, ölçütleri

değerlendirme yöntemleri, doğal kanuniyetlerin matematik formlarda ifade edilmeleri ve süreç algoritmalarının oluşturulması, model geçerliliğine ilişkin yoruma dayalı ifadeler yerine tutarlı biçimde tekrarlanabilir bilgi üretecek sayısal yöntemlerin geliştirilmesi gibi teorik çalışmalara ihtiyaç olduğu gözlenmektedir.

Teşekkür

Bu makale, Orman Genel Müdürlüğü, Ege Ormancılık Araştırma Enstitüsü Müdürlüğü'ne ait 15.3306/2014-2016-2017-2018 numaralı projesi sürecinde elde edilen verilerin değerlendirilmesi ile hazırlanmıştır.

Kaynaklar

- Alemdağ, Ş., 1962. Türkiye'deki Kızılçam Ormanlarının Gelişimi, Hasılat ve Amenajman Esasları. Ormancılık Araştırma Enstitüsü, Teknik Bülten No: 11, Ankara.
- Allen II, G.M., Anton-Fernandez, C., Astrup, R. 2020. A stand-level growth and yield model for thinned and unthinned managed Norway spruce forests in Norway. *Scandinavian Journal of Forest Research* 35(5-6): 238-251.
- Alpar, R. 2017. Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Yöntemler. Detay Yayıncılık, Ankara.
- Aydın, D., 2014. Uygulamalı Regresyon Analizi/Kavramlar ve R hesaplamaları. Nobel Akademik Yayıncılık, Ankara.
- Bektaş, E., 2012. Fıstıkçamı (*Pinus pinea* L.) odun dışı ürün envanterinin yapılması ve hasılat bileşenleri yönünden irdelenmesi. Rapor, İzmir OBM, 17. Orman Amenajman Başmühendisliği. İzmir.
- Batur, M., 2016. Kozak Yöresi Fıstıkçamı (*Pinus pinea* L.) ormanlarında fıstık verimi ile artım ve bazı meteorolojik olaylar arasındaki ilişkiler. *Ormancılık Araştırma Dergisi* 1(2A): 29-34.
- Bayburtlu, Ş., 2007. Titrek Kavak (*Populus tremula* L.) Hacim ve Bonitet Endeks Tablolarının Düzenlenmesi. Karadeniz Teknik Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Orman Mühendisliği Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi.
- Bylin, C.V., 1982. Estimating dbh from Stump Diameter for 15 Southern Species. USDA Forest Service Research Note SO286, Southern Forest Experiment Station, New Orleans.
- Cawley, G.C., Talbot, N.L.C., 2010. On over-fitting in model selection and subsequent selection bias in performance evaluation. *Journal of Machine Learning Research* 11(70): 2079-2107.
- Chapman, H.H., Meyer, W.H., 1949. Forest Mensuration. McGraw-Hill Book Company, Inc., New York.
- Corral-Rivas, J.J., Barrio-Anta, M., Aguirre-Calderón, O.A., Diéguez-Aranda, U., 2007. Use of stump diameter to estimate diameter at breast height and tree volume for major pine species in El Salto, Durango (Mexico). *Forestry* 80(1): 29-40.
- Çatal, Y., Gürlevik, N., Karatepe, Y., Carus, S., 2005. Isparta-Gölcük Yöresi yalancı akasya (*Robinia pseudo-acacia* L.) meşcereleri için tek ve çift girişli ağaç hacim tablosu. *Süleyman Demirel Üniversitesi Orman Fakültesi Dergisi* A(2):78-90.
- Demaerschalk, J.P., Omule, S.A.Y., 1982. Estimating breast height diameter from stump measurements in British Columbia. *Forest Chronicle* 58(3):143-145.
- Durkaya, B., Durkaya, A., 2011. Zonguldak-Ulus Orman İşletme Müdürlüğü göknar, kayın ve karaçam ağaç türleri için kütük çapı ve boyu ile göğüs çapı ilişkisi. *Kastamonu Üniversitesi Orman Fakültesi Dergisi* 11(1): 9-17.
- Ercanlı, İ., Güvendi, E., Güney, D., Günlü, A., Altun, L., 2008. Sinop yöresi sahilçamı (*Pinus pinaster* Ait.) ağaçlandırmalarına ilişkin tek ve çift girişli ağaç hacim tablolarının düzenlenmesi. *Kastamonu Üniversitesi Orman Fakültesi Dergisi* 8(1): 14-25.
- Ercanlı, I., Gunlu, A., Baskent, E.Z., 2015. Mixed effect models for predicting breast height diameter from stump diameter of Oriental beech in Göldağ. *Scientia Agricola* 72(3): 245-251.
- Fırat, F., 1943. Fıstıkçamı ormanlarımızda meyve ve odun verimi bakımından araştırmalar ve bu ormanların amenajman esasları. Ankara Yüksek Ziraat Enstitüsü, Sayı 141, Ankara.
- Gelfand A.E., Dey D.K., Chang H., 1992. Model Determination Using Predictive Distributions with Implementation via Sampling Based Methods. Department of Statistics, Stanford University, Stanford, California 38 Technical Report No. 462.
- Giray, N., 1982. Ağaçlarda kütük çapı, orta çap, göğüs çapı ilişkileri. *Ormancılık Araştırma Enstitüsü Dergisi* 28(56): 69-79.
- Goodfellow, I., Bengio, Y., Courville A., 2018. Derin Öğrenme. (Çev. Fatoş Yarman Vural, Ramazan Gökberk Cinbiş, Sinan Kalkan). Buzdağı Yayınevi, Ankara. (Orjinal yayın tarihi, 2016).
- Gürsakal, N.; 2018. Makine Öğrenmesi. Dora Basım-Yayın Dağıtım Ltd. Şti. Bursa.
- James, G., Witten D., Hastie, T., Tibshirani, R., 2013. An Introduction to Statistical Learning. Springer-Verlag, New York.
- Johnson, D.S., Weigel, D.R., 1990. Models for estimating DBH from stump diameter for Southern Indiana oaks. *Northern Journal of Applied Forestry* 7(2): 79-81.
- Kalıpsız, A., 1981. İstatistik Yöntemler. İstanbul Üniversitesi Orman Fakültesi, Yayın No: 2837/294, İstanbul.

- Kalıpsız, A., 1984. Dendrometri. İstanbul Üniversitesi Orman Fakültesi, Yayın No: 3149/354, İstanbul.
- Kılıcı, M., Sayman, M., Akbin, G., 2000. Batı Anadolu'da Fıstıkçamı (*Pinus pinea* L.)'nın Gelişmesini Etkileyen Faktörler. Orman Bak. Yayın No: 115, İzmir Orman Toprak Laboratuvar Müdürlüğü Yayın No: 09, İzmir.
- Kılıcı, M., Akbin, G., Sayman, M., 2014. Fıstıkçamı (*Pinus pinea* L.)'nın Yayılış Alanları. Fıstıkçamı (*Pinus pinea* L.), Editörler: Kılıcı, M., Akbin, G., Sayman, M., Ege Ormancılık Araştırma Enstitüsü Müdürlüğü, Çeşitli Yayınlar Serisi, İzmir.
- Kozak, A., Kozak, R., 2003. Does cross validation provide additional information in the evaluation of regression models? *Canadian Journal of Forest Research* 33(6): 976-987.
- Kumaş, G., Kahriman, A., 2016. Antalya Orman Bölge Müdürlüğü'nde yayılış gösteren kızılçam meşcereleri için uyumlu gövde profili denklem sistemlerinin geliştirilmesi. *Artvin Çoruh Üniversitesi Orman Fakültesi Dergisi* 17(1): 21-31.
- Larson, S.C., 1931. The shrinkage of the coefficient of multiple correlation. *Journal of Educational Psychology* 22(1): 44-55.
- Mauya, E., Mugasha, W.A., Zahabu, E., Bollandas, O.M., Eid, T., 2014. Models for estimation of tree volume in the miombo woodlands of Tanzania. *Southern Forests: a Journal of Forest Science* 76(4): 1-11.
- McClure, J.P., 1968. Predicting Tree dbh from Stump Measurements in the Southeast. USDA Forest Service Research Note SE-99, Southeastern Forest Experimental Station.
- Milios, E., Kitikidou, K.G., Dalakouras, V., Pipinis, E., 2016. Diameter at breast height estimated from stumps in *Quercus frainetto* in the region of Evros in Northeastern Greece. *Cerne* 22(3): 337-344.
- Mosteller, F., Turkey, J.W., 1968. Data Analysis, Including Statistics Handbook of Social Psychology. Addison-Wesley Reading, MA.
- Myers, C.A., 1963. Estimating Volumes and Diameters at Breast Height from Stump Diameters, Southwestern Ponderosa Pine. USDA Forest Service Research Note RM-9, Rocky Mountain Forest and Range Experiment Station, Fort Collins.
- OGM, 2021. 2020 Türkiye Orman Varlığı. Orman Genel Müdürlüğü, Orman İdaresi ve Planlama Dairesi Başkanlığı, Ankara.
- Omule, S.A.Y., Kozak, A., 1989. Stump and breast height diameter tables for British Columbia tree species. FRDA Report 062.
- Özçankaya, N., Batur, M., Kiracıoğlu, Ö., 2021. İzmir Orman Bölge Müdürlüğü fıstıkçamı (*Pinus pinea* L.) meşcereleri için gövde hacim tablolarının düzenlenmesi. *Ormancılık Araştırma Dergisi* 8(2): 125-145.
- Özçelik, R., 2005. Mut Orman İşletmesinde karaçam, sedir ve kızılçam ağaç türleri için dip çap-göğüs çapı ilişkileri. *Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi* 9(3): 83-91.
- Özçelik, R., 2010. Bucak Yöresi kızılçam, sedir ve Toros göknarı türleri için hacim denklemleri. *Süleyman Demirel Üniversitesi Orman Fakültesi Dergisi* Seri A, 2: 1-15.
- Özçelik, R., Brooks, J.R., Diamantopoulou, M.J., Wiant Jr, H.V., 2010. Estimating breast height diameter and volume from stump diameter for three economically important species in Turkey. *Scandinavian Journal of Forest Research* 25(1): 32-45.
- Özdemir, E., Şahin, A., Özdemir, G.A. 2020. Kuzey Marmara Yöresi sapsız meşe (*Quercus petraea* (Matt.) Liebl) meşcereleri için kütük çapı-göğüs çapı ilişkisinin belirlenmesi. *Turkish Journal of Forestry* 21(1): 25-34.
- Özer, E., 1981. Sarıçamlarda kütük çapından yararlanarak göğüs çapının bulunması. *Ormancılık Araştırma Enstitüsü Dergisi* 27(53): 20-23.
- Pehlivan, S., 2010. Sarıçam (*Pinus sylvestris* L.) Ağaç Hacim Tablolarının Düzenlenmesi. Yüksek Lisans Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Trabzon.
- Parresol, B.R., 1993. Modeling multiplicative error variance: An example predicting tree diameter from stump dimensions in bald cypress. *Forest Science* 39(4): 670-679.
- Parresol, B.R., 1998. Prediction and error of baldcypress stem volume from stump diameter. *Southern Journal of Applied Forestry* 22(2): 69-73.
- Robinson, A.P., Wykoff, W.R. 2004. Imputing missing height measures using a mixed-effects modeling strategy. *Canadian Journal of Forest Research* 34(12): 2492-2500.
- Sağlam, F., Sakici, O.E., Seki, M., 2016. Stump diameter and diameter at breast height relationship for Chestnut (*Castanea sativa* Mill.) stands in Kastamonu coastal region. International Forestry Symposium (IFS 2016), 7-10 December, Kastamonu, Turkey, pp. 514-520.
- Sakıcı, O.E., Yavuz, H., 2016. The relationship between diameter at stump height and diameter at breast height in red pine-black pine mixed stands. Scientific Research Symposium in Turkish Word, 21-31 May, Celalabat, Kırğızistan, pp.679-686.
- Sakıcı, O.E., Özdemir, G., 2017. Stump diameter and diameter breast height relationships for oriental beech and Kazdağı fir at mixed stands in Karabük. *Kastamonu Üniversitesi Orman Fakültesi Dergisi* 17(2): 298-306.
- Sakıcı, O.E., Sağlam, F., Seki, M., 2018. Kastamonu Orman Bölge Müdürlüğü karaçam meşcereleri için tek ve çift girişli ağaç hacim denklemleri. *Turkish Journal of Forestry* 19(1): 20-29.
- Shao, J. 1993. Linear model selection by cross-validation

-
- on. *Journal of the American Statistical Association* 88: 486-494.
- Spurr, S.H., 1952. Forest Inventory. The Ronald Press Company, New York, USA.
- Stone M., 1974. Cross-validatory choice and the assessment of statistical predictions. *Journal of the Royal Statistical Society* 36(2): 111-133.
- Şenyurt, M., 2012. Batı Karadeniz yöresi sarıçam (*Pinus sylvestris* L.) meşcerelerinde kütük çapı-göğüs çapı ilişkileri. *Artvin Çoruh Üniversitesi Orman Fakültesi Dergisi* 13(1): 79-87.
- Uğurlu, S., Özer, E., 1977. Kızılçamlarda kütük çapından yararlanarak göğüs çapının hesaplanması. *Ormanlık Araştırma Enstitüsü Dergisi* 23(1): 71-77.
- Vanclay, J.K., 1994. Modelling Forest Growth and Yield: Applications to Mixed Tropical Forests. CAB International, Wallingford, UK.
- Wiant, H.U.Jr., Williams T.B., 1987. Lower bole diameter and volume of four Appalachian hardwoods. *Northern Journal of Applied Forestry* 4(212): 85-98.
- Wharton, E.H., 1984. Predicting diameter at breast height from stump diameters for Northeastern tree species. USDA Forest Service Research Note NE-322, Northeastern Forest Experiment Station.
- Yang, Y., Huang, S., 2014. Suitability of five cross validation methods for performance evaluation of nonlinear mixed-effects forest models – a case study. *Forestry: An International Journal of Forest Research* 87(5): 654-662.
- Yavuz, H., 1996. Taşköprü Orman İşletmesinde sarıçam ve karaçam ağaç türlerimize ilişkin dip çap-göğüs çapı-orta çap ilişkileri ile kabuk hacminin hesaplanması. Karadeniz Teknik Üniversitesi Orman Fakültesi Bahar Yarı Yılı Seminerleri, Seminer No:2: 67-75.
- Yavuz, H., 1999. Taşköprü Yöresinde karaçam için hacim fonksiyonları ve hacim tabloları. *Turkish Journal of Agriculture and Forestry* 23(5): 1181-1188.
- Yavuz, H., 2000. Dişbudak ağaç türü için dip kütük çapı ile göğüs çapı arasındaki ilişkinin belirlenmesi. Karadeniz Teknik Üniversitesi Orman Fakültesi Güz Yarı Yılı Seminerleri, Seminer No:7: 10.
- Zhang, L. 1997. Cross-validation of non-linear growth functions for modelling tree height-diameter relationships. *Annals of Botany* 79(3): 251-257.