

Toros sediri için gövde çapı modelinin tahmin performansını iyileştirmek için meşcere sıklığının kullanılması

Ramazan Özçelik^{a,*} , Onur Alkan^a 

Özet: Toros sediri (*Cedrus libani* A. Rich.) Türkiye'nin ekonomik ve ekolojik açıdan en önemli orman ağacı türlerinden birisidir. Bu çerçevede doğal Toros sediri ormanlarının geleceğe dönük yönetim ve planlanması ile ilgili stratejilerinin geliştirilmesinde, türün büyüme ve hasılatına ilişkin mevcut durumun ortaya konması gerekmektedir. Ağaç türlerinin büyüme ve hasılatına ilişkin tahminlerde kullanılan en önemli yapı taşlarından birisi, ağaç hacim tahminleridir. Ağaç hacimlerinin tahmini amacıyla gövde çapı modellerinin kullanımı son yıllarda önemli bir araç olmuştur. Gövde çapı modelleri, bir ağaç gövdesi boyunca farklı yüksekliklerdeki çap değerlerinin tahmin edilmesi, buna bağlı olarak da ağaç hacim tahminleri ve bu hacmin farklı ürün sınıflarına dağılımının belirlenmesi için kullanılmaktadır. Yapılan çalışmalar, ağaçların büyüme ve gövde formu üzerinde; meşcere sıklığı, gençleştirme yöntemi, toprak tipi ve jeo-klimatik faktörler gibi bazı karakteristiklerinin önemli etkilere sahip olduğunu göstermiştir. Dolayısıyla, gövde çapı modellerine meşcere sıklığının yardımcı değişken olarak eklenmesi ile modellerin gövde çapı ve hacim tahminlerindeki performansları artırılabilir.

Bu çalışma ile Batı Akdeniz yöresi saf doğal sedir meşcereleri için, karışık etkili modelleme tekniği (NLME) kullanılarak, meşcere sıklığının gövde formu üzerindeki etkisi ve meşcere sıklığının yardımcı değişken olarak kullanılması durumunda modelin gövde çapı tahmin performansının nasıl değiştiği araştırılmıştır. Çalışma sonucunda, gövde çapı modeline, meşcere sıklığının eklenmesi ile model tahmin performansının arttığı görülmüştür. Buna ilaveten, ağaç gövdesi üzerinde farklı yüksekliklerdeki çap ölçümleri kullanılarak kalibrasyon alternatifleri de değerlendirilmiş, çap tahminleri için en uygun kalibrasyon seçeneğinin ağaç gövdesinin dipten itibaren 9.3 m'de ölçülen çap değeri olduğu görülmüştür.

Anahtar kelimeler: Gövde formu, Karışık etkili modelleme, Kalibrasyon, Meşcere sıklığı, Değişken şekil gövde çapı modeli

Use of stand density to improve prediction performance of stem taper model for Taurus cedar

Abstract: Taurus cedar (*Cedrus libani* A. Rich.) is economically and ecologically one of the most important forest tree species in Turkey. In this context, knowing the state and limitations of growth and yield of Taurus cedar forests is necessary for improving future management and planning strategies of timber resources. Individual tree volume estimations are one of the most important tools in growth and yield prediction models of the tree species. The use of taper equations in estimating tree volume has recently become useful tool. Taper equations are used to estimate diameters along the bole at any given height and these models are basic pre-requisite to estimating individual tree volumes and product yield. The previous studies showed that, stand characteristics, such as stand density, regeneration method, soil type, and geoclimatic attributes also may have significant impact on tree growth and stem form. Therefore, it makes sense that including stand density information in stem form models should improve model performance in stem diameter and volume estimations.

In this study, the effects of stand density on stem form were examined and to develop taper equations that incorporate stand density information using nonlinear mixed-effects modeling approach for natural cedar stands in West Mediterranean Region of Turkey. As a result, the predictive accuracy of the model was improved by including stand density as covariate. In addition to, diameter measurements from various stem locations were evaluated for tree-specific calibrations by predicting random-effects parameters. It was found that an upper stem diameter at 9.3 m above ground was best suited for calibrating tree-specific predictions of diameter outside bark.

Keywords: Stem form, Mixed-effects modelling, Calibration, Stand density, Variable-form taper model

1. Giriş

Toros sediri (*Cedrus libani* A. Rich.) yaklaşık 463.500 ha alanda yayılış göstermekte olup, dikili ağaç serveti de, yaklaşık olarak 27 milyon m³ civarındadır (OGM, 2006). Sedir, değerli ve çok yönlü kullanıma sahip odunu nedeniyle önemli bir ekonomik değere sahiptir ve piyasada yüksek miktarda talebe konu olmaktadır. Diğer yandan, Toros sediri

ormanları; toprak ve su kaynaklarının korunması, iklim değişiminin olumsuz etkisinin azaltılması ve buna adaptasyon sağlanması ve biyolojik çeşitliliğin korunması gibi önemli çevresel konularda anahtar bir role sahiptir (Boydak, 2007). Bu çerçevede, sedir ormanlarının korunması ve sürdürülebilir yönetimi için, geleceğe dönük planlama ve stratejilerin oluşturulmasında, bu ormanların

✉ ^a Isparta Uygulamalı Bilimler Üniversitesi, Orman Fakültesi, 32260, Isparta

@ ^{*} **Corresponding author** (İletişim yazarı): ramazanozcelik@isparta.edu.tr

✓ **Received** (Geliş tarihi): 18.03.2020, **Accepted** (Kabul tarihi): 20.05.2020



Citation (Atıf): Özçelik, R., Alkan, O., 2020. Toros sediri için gövde çapı modelinin tahmin performansını iyileştirmek için meşcere sıklığının kullanılması. Turkish Journal of Forestry, 21(2): 113-122.
DOI: [10.18182/tjf.705719](https://doi.org/10.18182/tjf.705719)

mevcut durumuna, büyüme özelliklerine ilişkin güvenilir ve nitelikli bilgilere ihtiyaç bulunmaktadır.

Ağaç hacim tahminleri, büyüme ve hasılat modellerinin en önemli bileşenlerinden birisidir. Ticari hacim, toplam hacim, biyokütle ve buna bağlı olarak karbon tahminleri orman yöneticileri ve araştırmacılar tarafından da en çok ilgilendirilen orman özelliklerinin başında gelmektedir (Pancoast, 2018). Toplam ağaç hacim tahminleri, büyüme ve hasılatın değerlendirilmesi, net birincil üretim, meşçere dinamikleri, toprak üstü biyokütle tahminleri ve orman amenajmanı çalışmaları için önemlidir (Pancoast, 2018). Ticari hacim ise, değişen pazar şartlarını temel alan ekonomik değerin kararlaştırılması için önemlidir. Güvenilir ticari hacim tahminleri, üretim planlamasında, ürün fiyat tahminlerinde, uygun silvikültürel müdahalelerin kararlaştırılmasında, uzun ve kısa dönemli ekonomik analizler için önemlidir. Toprak üstü biyokütle ise, karbon birikimi ve iklimi değişimi modelleri için önemlidir (Temesgen vd., 2015).

Ağaç hacim ve ağırlık tahminlerinde gövde çapı modellerinin kullanımı son yıllarda oldukça yaygınlaşmıştır (Klos vd., 2007). Gövde çapı modelleri; toplam hacim, ticari hacim ve toprak üstü biyokütle tahminlerinde esnek yapıları nedeniyle geleneksel hacim tahmin modellerine göre üstünlük göstermektedir. Uzun yıllardır gövde formunu tanımlamak amacıyla çok sayıda gövde çapı modeli geliştirilmiştir (Figueiredo-Filho vd., 1996; Huang vd., 2000; Fang vd., 2000; Sharma ve Oderwald, 2001; Sharma ve Burkhart, 2003; Lee vd., 2003; Kozak 1988 ve 2004; Jiang vd., 2005; Trincado ve Burkhart, 2006; Jiang vd., 2007; Sakıcı vd. 2008; Brooks vd., 2008; Özçelik ve Cao, 2017). Bu modellerde çoğunlukla açıklayıcı değişken olarak, göğüs çapı (D) ve toplam ağaç boyu (H) kullanılmaktadır. Ancak model performansının artırılması amacıyla çeşitli ağaç (tepe oranı ya da tepe tacı yüksekliği) ya da meşçere özellikleri (meşçere sıklığı ve yaşı) de modele eklenmiştir. Ancak, bu konuda yapılan çalışmaların sonuçları oldukça değişkendir. Çünkü bazı araştırmacılar, bu değişkenlerin eklenmesi ile gövde çapı modellerinin gövde formunu tanımlamadaki başarısının önemli ölçüde değişmediğini (Burkhart ve Walton, 1985; Valenti ve Cao, 1986; Muhairwe vd., 1994), bazıları ise (Jiang vd., 2005; Jiang ve Liu, 2011; Özçelik ve Bal, 2013), tepe tacı oranı değişkeninin yardımcı değişken olarak gövde çapı modellerine eklenmesiyle modelin çap ve hacim tahminlerindeki performansının nispeten arttığını gözlemlemiştir. Ancak Leites ve Robinson (2004), ağaçlarda tepe tacı boyutlarının ya da özelliklerinin, orman envanteri çalışmaları sırasında ölçülmesinin oldukça maliyetli bir iş olması nedeniyle, gövde çapı modellerinde yardımcı değişken olarak kullanımının kısıtlı olduğunu ifade etmiştir.

Sharma ve Zhang (2004) ve Li vd. (2012) tarafından da belirtildiği gibi, gövde çapı modelleri tür temelli olup, modelin tahmin başarısı ağaç türlerine göre değişkenlik gösterebilmektedir. Diğer yandan gövde formu; meşçere sıklığı, gençleştirme yöntemi, toprak tipi gibi meşçere özellikleri ile jeo-klimatik faktörler nedeniyle de önemli farklılıklar gösterebilmektedir (Li ve Weiskittel, 2010). Genel bir ormancılık kuralı olarak tepe tacı değişkenleri ve gövde formu, yetişme ortamı şartları ve silvikültürel müdahale şekli ve şiddetine bağlı olarak değişmektedir (Sharma ve Parton, 2009). Bu nedenle tepe tacı özelliklerini ve gövde formunu etkileyen en önemli özellik olarak

meşçere sıklığı karşımıza çıkmaktadır. Avery ve Burkhart (2002) tarafından meşçere sıklığı, birim alandaki ağaç sayısını mutlak ya da göreceli olarak tanımlayan nicel bir ölçü olduğunu ifade etmektedir. Gray (1956), Larson (1963) ve Muhairwe vd. (1994) tarafından, bir ağacın gövde formu üzerinde pek çok faktörün etkili olabildiği, ancak bu faktörler içerisinde en önemlisinin meşçere sıklığı olduğu belirtilmektedir. Üstelik meşçere sıklığı, tepe tacı değişkenlerine göre daha kolay ve az maliyetle ölçülebilmektedir. Sharma ve Parton (2009) tarafından yapılan çalışmada, meşçere sıklığı gövde çapı modeline yardımcı değişken olarak eklenmiş ve modelin çap tahmin performansının iyileştiği gözlenmiştir. Jiang ve Liu (2011) tarafından yapılan çalışmada da, gövde çapı modeline meşçere sıklığının yardımcı değişken olarak eklenmesinin, tepe tacı oranının yardımcı değişken olarak eklenmesine göre çap tahminlerinde daha başarılı sonuçlar alınmasına yardımcı olduğu görülmüştür.

Gövde çapı modellerinin geliştirilmesi amacıyla genellikle doğrusal olmayan en küçük kareler (ONLS) yöntemini kullanılmıştır. Ancak, gövde çapı modellerinin geliştirilmesinde kullanılan veriler, aynı ağaç üzerinde düzenli ya da düzensiz aralıklarla ölçülen çap değerlerinden elde edilmektedir. Bunun sonucu olarak da ölçüm değerleri birbiri ile ilişkili olmaktadır. Bu ilişki regresyondaki kovaryans matrisinin yansız tahmini için gerekli olan hataların bağımsız olma kuralını ortadan kaldırmaktadır. Bu nedenle, son yıllardaki araştırmacılar hem yeni model formlarının geliştirilmesine hem de gövde formundaki ağaçlar arası değişkenliğin hesaplanmasına ilişkin yeni yaklaşımlara odaklanmıştır (Trincado ve Burkhart 2006). Bu amaçla gövde çapı modellerinin geliştirilmesinde, doğrusal olmayan karışık etkili modelleme (NLME) yaklaşımı kullanılmaya başlamıştır (Gregoire ve Schabenberger, 1996; Fang ve Bailey, 2001). Bu yaklaşım ile çoklu hiyerarşik yapı gösteren veri seti içerisindeki bireylerin kendi içindeki ve bireyler arasındaki ilişki hesaplanabilmekte ve model esnekliği sağlanabilmektedir. Yine bu yaklaşımla, sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkili parametreler eş zamanlı tahmin edilmektedir. Sabit ve tesadüfi etkili parametrelerin eş zamanlı tahmin edilebilmesi, karışık etkili modellemeyi yeni bir birey için tahmin yapılması gerekli olduğunda ve bu bireye ait bir ön bilginin bulunması durumunda diğer modellere göre daha etkili yapmaktadır. Son yıllarda NLME tekniğinin yanında, yapay zekâ tekniği gibi yaklaşımlar da gövde çapı modellerinin geliştirilmesinde kullanılan alternatiflerden birisi olmuştur (Sakıcı ve Özdemir, 2018).

Gövde çapı modellerinin geliştirilmesi amacıyla karışık etkili modelleme yaklaşımı son 20-25 yıldır ormancılıkta yaygın olarak kullanılmıştır (Gregoire ve Schabenberger, 1996; Tasissa ve Burkhart, 1998; Fang ve Bailey, 2001; Garber ve Maguire, 2003; Leites ve Robinson, 2004; Trincado ve Burkhart, 2006; Calama ve Montero, 2006; Sharma ve Parton, 2009; Lejeune vd., 2009; Yang vd., 2009a; Yang vd., 2009b; Cao ve Wang, 2011; Meng ve Huang, 2010; Bueno-Lopez ve Bevilacqua, 2012; de-Miguel vd., 2012; Gómez-García vd., 2013; Schroeder vd., 2014).

Bu çalışmada, Batı Akdeniz Yöresi doğal sedir meşçereleri için meşçere sıklığının, gövde formu ve dolayısı ile çap tahmini üzerine etkileri araştırılmıştır. Bu amaçla gövde çapı modeline meşçere sıklık değeri (bir fonksiyon olarak) yardımcı değişken olarak eklenmiş ve modelin tahmin performansı üzerine etkileri araştırılmıştır.

Çalışmada, Sharma ve Parton (2009) tarafından geliştirilen değişken şekil gövde çapı modeli kullanılmıştır. Bu çalışmada, NLME modelleme tekniği ile birlikte farklı kalibrasyon alternatifleri de test edilmiştir.

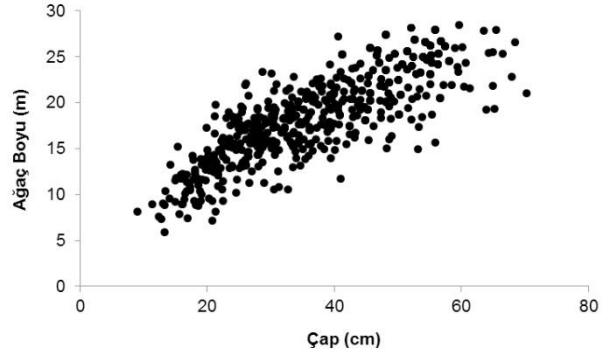
2. Materyal ve yöntem

2.1. Materyal

Örnek ağaç verileri, Batı Akdeniz Bölgesinin Elmalı, Kumluca ve Kaş yörelerindeki doğal sedir ormanlarından toplanmıştır. Örnek ağaçlar, çalışma alanı içerisindeki tüm çap ve boy sınıflarını ve yetişme ortamı şartlarını temsil edecek şekilde galip ya da müşterek galip ağaçlar arasından seçilmiştir. Örnek ağaçlar seçilirken çatal gövdelerin, tepesi kırık ağaçların, azman yapmış ve gövde formu bozuk bireyler olmamasına azami özen gösterilmiştir. Bu amaçla, öncelikle içerisinde yaklaşık 30 adet örnek ağaç girecek şekilde örnek alanlar alınmıştır. Örnek alanların büyüklüğü 385-2900 m² arasında, deniz seviyesinden yüksekliği ise 1150-1770 m arasında değişmektedir. Örnek alanlarının, türün gelişimini, farklı meşcere kuruluşlarını ve farklı yetişme ortamı koşullarını en iyi şekilde yansıtabilecek şekilde alana dağıtılmasına da dikkat edilmiştir. Belirlenen örnek alanlar içerisindeki tüm ağaçların göğüs çapları ölçülmüş, önce örnek ağaçların daha sonrada meşcerelerin hektardaki göğüs yüzeyi değerleri belirlenmiştir. Her örnek alanda 3 ya da daha fazla sayıda örnek ağaç seçilerek kesilmiş ve gövde çapı modeli geliştirmek amacıyla üzerinde ayrıntılı ölçümler yapılmıştır. Meşcere sıklığını belirlemede en çok kullanılan meşcere özelliği birim alandaki göğüs yüzeyidir. Bu nedenle, çalışmada meşcere sıklığı, örnek alan içerisindeki ağaçların göğüs yüzeyine bağlı olarak hesaplanmıştır. Göğüs yüzeyi, kolay ölçülebilir olması, büyüme, hasılat ve meşcere hacmi ile yakın ilişkili olması nedeniyle tercih edilmiştir. Meşcere sıklık değişkeninin hesaplanmasında Sharma ve Parton (2009) tarafından önerilen yöntem kullanılmıştır. Bu yöntemde meşcere sıklığı $\beta_4 \cdot (\sqrt{BA}/D_i)$ fonksiyonu ile ifade edilmiş ve gövde çapı modeline eklenmiştir. Bu terimde β_4 meşcere sıklığına ilişkin parametreyi, BA hektardaki göğüs yüzeyi (m²/ha) ve D örnek ağacın göğüs çapı (cm)'ni ifade etmektedir.

Gövde çapı modeli geliştirmek amacıyla örnek alanlarda 411 adet ağaç üzerinde detaylı ölçümler yapılmıştır. Bu amaçla önce ağaçlar kesilmiş ve kesilen bütün ağaçların şerit metre yardımı ile toplam ağaç boyu (H) ve dijital çap ölçer yardımı ile kabuklu göğüs çapı (D) değerleri ölçülmüştür. Buna ilaveten ağaç gövdesi üzerinde dipten en uç noktaya kadar ikişer metre ara ile değişik yükseklik (h) noktalarındaki çap (d) değerleri ölçülmüştür. Her bir ağaç için seksiyon hacimleri ve toplam ağaç hacmi Smalian formülü yardımı ile hesaplanmıştır. Şekil 1'de ölçümü yapılan ağaçların çap-boy dağılımı verilmiştir.

Örnek ağaç verilerinin yaklaşık %85'i model geliştirmek için geri kalan yaklaşık %15'lik kısmı ise geliştirilen modelin test edilmesi amacıyla kullanılmıştır. Model geliştirmek ve geliştirilen modellerin test edilmesi amacıyla kullanılan verilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Çizelge 1'de verilmiştir.



Şekil 1. Gövde çapı modeli geliştirmek amacıyla ölçülen ağaçlar için çap-boy ilişkisi

Çizelge 1. Çalışmada kullanılan veriler için tanımlayıcı istatistikler

Data	Ortalama	SD ^a	Min.	Max.
Model Geliştirme Verisi (n = 348 ağaç)				
Göğüs Çapı (cm)	35.64	8.17	11.70	55.30
Toplam Boy (m)	20.49	4.38	9.10	32.40
Kesit Çapı (cm)	21.31	13.82	0.00	64.90
Kesit Yüksekliği (m)	10.40	7.17	0.30	32.40
Kesit Sayısı	13.05	7.70	1.00	36.00
$f(\sqrt{BA}/D_i)$	0.17	0.05	0.08	0.40
Model Test Verisi (n = 63 ağaç)				
Göğüs Çapı (cm)	36.75	8.40	16.30	57.50
Toplam Boy (m)	20.42	3.94	9.30	27.40
Kesit Çapı (cm)	21.88	14.28	0.00	62.50
Kesit Yüksekliği (m)	10.41	7.08	0.30	27.40
Kesit Sayısı	13.00	6.67	1.00	32.00
$f(\sqrt{BA}/D_i)$	0.16	0.04	0.09	0.31

^astandart sapma

2.2. Yöntem

Bu çalışmada Sharma ve Parton (2009) tarafından geliştirilen değişken şekil gövde çapı modeli kullanılmıştır. Bu model, Sharma ve Oderwald (2001) modelini temel alan ve Sharma ve Zhang (2004) tarafından geliştirilen gövde çapı modelinin değiştirilmiş bir şeklidir. Model aşağıdaki gibi yazılabilmektedir.

$$y_{ij} = \beta_0 \left(\frac{H-h}{H-h_D} \right) \left(\frac{h}{h_D} \right)^{\beta_1 + \beta_2 x + \beta_3 x^2} + e_{ij} \quad (1)$$

Burada;

$$y = d/D ; x = h/H$$

$d = h$ yüksekliğindeki çapı (cm)

$D =$ göğüs çapını (cm)

$h =$ çap ölçümünün yerden yüksekliğini (m),

$H =$ toplam ağaç boyunu (m),

$h_D = 1.3$ m yüksekliğini,

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3 =$ model parametrelerini,

$e =$ hata terimini ifade etmektedir.

Bu denklemde yer alan $\beta_1 + \beta_2 x + \beta_3 x^2$ terimi, gövde boyunca h değerinin artmasına bağlı olarak bir noktadan diğer noktaya gövde formundaki değişimi ifade etmektedir. Bu nedenle meşcere sıklığının gövde formu üzerindeki etkisini ortaya koyabilmek amacıyla meşcere sıklık bilgisi bu terime eklenmiştir. Buna bağlı olarak yeni model formu da aşağıdaki gibi ortaya çıkmaktadır.

$$y_{ij} = \beta_0 \left(\frac{H-h}{H-h_D} \right) \left(\frac{h}{h_D} \right)^{\beta_1 + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 f(sd)} + e_{ij} \quad (2)$$

Burada $f(sd)$ meşcere sıklığının bir fonksiyonudur ve β_4 bu fonksiyonun parametresidir. Modeldeki diğer terimler daha önce açıklanmıştır.

Çalışmada, meşcere sıklığının etkisini tanımlamak üzere Sharma ve Parton (2009) tarafından da önerilen $f(sd) = (\sqrt{BA}/D)$ fonksiyonu kullanılmıştır. Buna göre çalışmada kullanılacak temel gövde çapı modeli, meşcere sıklık bilgilerini de içerecek şekilde aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{ij} = \beta_0 \left(\frac{H-h}{H-h_D} \right) \left(\frac{h}{h_D} \right)^{\beta_1 + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 (\sqrt{BA}/D)} + e_{ij} \quad (3)$$

2.2.1. Karışık etkili doğrusal olmayan değişken şekil gövde çapı denklemi

Bu çalışmada, daha önce yapılan çalışmalarla karşılaştırma olanağı da sağlamak için Davidian ve Giltinan (1995) ve Fang ve Bailey (2001) tarafından önerilen iki aşamalı yaklaşım kullanılarak karışık etkili gövde çapı modeli geliştirilmiştir.

I. Birey içi varyasyon

Bir gövde çapı modeli, i . ($i = 1, \dots, n$) birey için gövde boyunca j . ($j = 1, \dots, n_i$) gözlemlerle ilişkili ağaç içi tesadüfi ve sistematik hatayı temsil edecek şekilde aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

$$y_{ij} = \beta_{0i} \left(\frac{H_i - h_{ij}}{H_i - h_{iD}} \right) \left(\frac{h_{ij}}{h_{iD}} \right)^{\beta_{1i} + \beta_{2i} x_{ij} + \beta_{3i} x_{ij}^2 + \beta_{4i} (\sqrt{BA}/D)} + e_{ij} \quad (4)$$

Burada; $y_{ij} = d_{ij}/D_i$, $x_{ij} = h_{ij}/H_i$, $E(e_{ij}) = 0$ ve $\beta_{0i} - \beta_{4i}$ i . birey için parametreleri ifade etmektedir. Bu model, bir vektör formu içerisinde aşağıdaki gibi genelleştirilebilir:

$$y_{ij} = \beta_{0i} \left(\frac{H_i - h_{ij}}{H_i - h_{iD}} \right) \left(\frac{h_{ij}}{h_{iD}} \right)^{\beta_{1i} + \beta_{2i} x_{ij} + \beta_{3i} x_{ij}^2 + \beta_{4i} (\sqrt{BA}/D)} + e_{ij} \quad (5)$$

Burada

$y_i = [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{in}]^T, x_i = [x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in}]^T, h_i = [h_{i1}, h_{i2}, \dots, h_{in}]^T$ ve e_i 'nin β_i ile verilen koşullu dağılımı $E(e_{ij}) = 0$ ve varyans-kovaryans matrisi $R_i(\beta_i, \xi)$ ile çok değişkenli normal dağıldığı kabul edilmektedir. Vektör $\xi = [\sigma, \theta', \rho']^T$ bilinmeyen parametreler vektörünü ifade etmektedir. Bu durumda, birey içi sistematik varyasyon; hata terimlerinin tesadüfi dağılımı ile ilgili varsayım ve doğrusal olmayan fonksiyon yardımı ile karakterize edilebilmektedir. Şayet ihtiyaç duyulursa, varyans-kovaryans matrisi ağaç içi varyasyonu ve otokorelasyonu hesaplamak için daha genel bir formda genişletilebilir.

$$R_i(\beta_i, \xi) = \sigma^2 G_i^{1/2}(\beta_i, \theta) \Gamma_i(\rho) G_i^{1/2} \quad (6)$$

Burada; $G_i^{1/2}(\beta_i, \theta)$ birey içi varyansı karakterize eden $(n_i \times n_i)$ boyutlarındaki bir çapraz matrisi, $\Gamma_i(\rho)$ ise; i . bireyin ölçümleri içindeki korelasyon kalıbını tanımlayan

$(n_i \times n_i)$ boyutundaki bir matrisi ifade etmektedir. σ^2 ise modelin hatalara ilişkin varyansdır.

Şayet ağaç içi varyans homojen ve hatalar ilişkili değil ise, varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibi sadeleştirilebilmektedir.

$$R_i = \sigma^2 \Gamma_i(\rho) \quad (7)$$

II. Bireyler arası varyasyon

Bireyler arası varyasyon için parametre β_i 'in hesabı bireyden bireye değişmektedir. Parametre vektörü β_i , sistematik ve tesadüfi varyasyon düşünülerek aşağıdaki gibi genel bir formda ifade edilebilmektedir.

$$\beta_i = A_i \beta + B_i b_i \quad b_i \sim N(0, D) \quad (8)$$

Burada, $\beta = (5 \times 1)$ büyüklüğünde sabit etkili parametreler vektörünü, $b_i = (5 \times 1)$ büyüklüğünde i . ağaçla ilişkili tesadüfi etkiler vektörünü, $p =$ modeldeki sabit etkili parametre sayısını, $q =$ modeldeki tesadüfi etkili parametre sayısını ve $D =$ tesadüfi etkiler için varyans-kovaryans matrisini ifade etmektedir.

Bundan başka, A_i ve B_i her ağaca özel sabit ve tesadüfi etkiler için dizayn matrisini ifade etmektedir. Tesadüfi etkiler vektörü b_i $E(b_i) = 0$ ve varyans-kovaryans matrisi D ile çok değişkenli normal dağıldığı kabul edilmektedir. Şayet biz tüm parametrelerin sabit ve tesadüfi etkiler bileşenine sahip olduğunu kabul edersek B_i vektörü i . birey için aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\beta_i = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{0i} \\ b_{1i} \\ b_{2i} \\ b_{3i} \\ b_{4i} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_0 + b_{0i} \\ \beta_1 + b_{1i} \\ \beta_2 + b_{2i} \\ \beta_3 + b_{3i} \\ \beta_4 + b_{4i} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{0i} \\ \beta_{1i} \\ \beta_{2i} \\ \beta_{3i} \\ \beta_{4i} \end{pmatrix} \quad (9)$$

Gövde formu üzerine meşcere sıklığının etkisini araştırmak ve modeldeki tesadüfi etkili parametre sayısına karar vermek için öncelikle denklem (5)'in sıklık terimi olmaksızın SAS'da NLMIXED prosedürü kullanılarak tesadüfi etkili parametreleri çözülmüştür. Bu işlem esnasında ağaç içi varyansın homojen olduğu ve hataların ilişkisiz olduğu kabul edilmektedir. Her bir parametre için tesadüfi etkiler modele sırasıyla eklenmektedir. Daha sonra ise sıklık terimi (β_4) tüm parametrelerin tesadüfi etkili ($\beta_0 - \beta_3$) olduğu durumda modele eklenmektedir.

III. Yeni bir gözlem için tahmin (Kalibrasyon)

Karışık etkili modellemede önemli bir aşama da; modelin kalibrasyon yanıtlarının ortaya konulmasıdır. Kalibre edilen modeller, yeni bir birey için tahmin yapılması gerektiğinde; daha doğru, tutarlı ve güvenilir tahminlerin elde edilmesine imkan sağlanmaktadır (Calama ve Montero, 2006; Trincado ve Burkhart, 2006; Yang vd., 2009a; Cao ve Wang, 2011). Bir gövde çapı modelinin temel amacı ölçülmemiş bir ağaç için gövde üzerindeki farklı çap değerlerinin tahminidir. Karışık etkili modelleme tekniğinin geleneksel regresyon modellerine olan üstünlüğü, karışık etkili modellemenin hem tüm popülasyona ilişkin (ortalama yanıt), hem de bireye özel (kalibrasyon yanıtı) yanıtlara izin vermesidir. Bu özellikler, karışık etkili modelleme

yaklaşımını yeni bir ağaç için ön bilgilerin bulunması durumunda tahmin için daha etkili kullmaktadır. Trincado ve Burkhart (2006) tarafından belirtildiği gibi, kalibrasyon işlemi bir gövde çapı modelinin tahmin kapasitesini artırmakta ve tahmin için ekstra değişkenlere olan ihtiyacı azaltmaktadır.

Durum 1: Ortalama yanıt tahmini

Şayet bir ağaca ilişkin ön bilgiler yok ise, o ağaç için tesadüfi etkili parametreler tahmin edilemez. Tesadüfi etkiler ($E(b_k) = 0$) için beklenen tahminlerin kullanımı tek seçimdir. Sabit etkili parametre tahminlerini kullanarak bir ağaç gövdesi üzerindeki ortalama çap değerleri tahmin edilebilir.

Durum 2: Kalibrasyon yanıtı tahmini

Kalibrasyon yanıtı, bir ağaç gövdesi üzerinde daha önceden ölçülmüş çap değerlerine ilişkin bilgilerin bulunmasını gerektirir. Bu ilave bilgiler kullanılarak tesadüfi etkiler vektörü b_k tahmin edilebilir ve aşağıda verilen b_k 'nin uygun Bayesian tahmincisi kullanılarak tahmin yapılabilir (Vonesh ve Chinchilli, 1997):

$$\hat{b}_k \approx \hat{D} \hat{Z}_k^T (\hat{Z}_k \hat{D} \hat{Z}_k^T + \hat{R}_k)^{-1} \hat{e}_k \quad (10)$$

Burada,

\hat{D} = tesadüfi etkiler için $q \times q$ boyutlarındaki varyans-kovaryans matrisini,

\hat{R}_k = birey içi değişkenlik için $k \times k$ boyutlarındaki varyans-kovaryans matrisini,

$$\hat{e}_k = y_k - f(A_k \beta, x_k) \quad (11)$$

$$\hat{Z}_k = \left. \frac{\partial f(A_k \beta, x_k)}{\partial \beta_k^T} \right|_{\beta_k = \hat{\beta}_k} \cdot B_k \quad (12)$$

ifade etmektedir.

Tesadüfi etkili parametrelerin tahminine ilişkin detaylı bilgiler, Fang ve Bailey (2001) ile Trincado ve Burkhart (2006)'da bulunabilir. Bu çalışmada; karışık etkili modellerin kalibrasyon yanıtlarının belirlenmesinde, Trincado ve Burkhart (2006), Yang vd. (2009a), Yang vd., (2009b) ve Sharma ve Parton (2009)'un çalışmalarında önerdikleri farklı senaryolar kullanılmıştır. Gövde çapı modelinin tahmin performansına meşcere sıklığının etkisine ve modelde ihtiyaç duyulan tesadüfi etkili parametre sayısına karar verebilmek için denklem önce meşcere sıklık terimi olmaksızın ve farklı tesadüfi etkili parametre kombinasyonları kullanılarak çözülmüştür.

2.2.2. Model performanslarının değerlendirilmesinde kullanılan ölçütler

Tesadüfi değişken içeren ve içermeyen modeller ile meşcere sıklığının yardımcı değişken olarak eklenmesi ile tahminlerde ortaya çıkan doğruluğun ve tutarlılığının karşılaştırılmasında Arabatzis ve Burkhart (1992) tarafından önerilen yöntem kullanılmıştır. Bu çerçevede toplam 18 farklı durum test edilmiştir. En uygun tesadüfi etkili parametre kombinasyonunun belirlenmesi için, Akaike bilgi kriteri (AIC, Akaike, 1974) ve iki kez negatif logaritmik

olabilirlik ($-2Ln(L)$) kriterleri kullanılmıştır. Her iki ölçüt değeri içinde en küçük değerlere sahip modelin en iyi olduğu kabul edilmektedir. En uygun parametre kombinasyonuna karar verildikten sonra, geliştirilen modellerin bağımsız bir veri seti kullanılarak kalibrasyonu da gerçekleştirilmiştir.

En uygun tesadüfi değişken kombinasyonuna sahip model ile farklı kalibrasyon alternatifleri için elde edilen sonuçlar ile tüm parametreleri sabit etkili model ile elde edilen sonuçların başarı durumları farklı nisbi boy değerleri için de karşılaştırılmıştır. Bu amaçla ağaç gövdesi on parçaya ayrılmış ve modellerin bu gövde parçalarındaki başarı durumları ortalama hata (E) ve hata kareler ortalamasını karekökü (RMSE) ölçütlerine göre değerlendirilmiştir. Bu kriterlere ilişkin formüller aşağıda verilmiştir.

$$E = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)}{n} \quad (13)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-p}} \quad (14)$$

$$AIC = n \ln(RMSE) + 2p \quad (15)$$

Burada; y_i ölçülen değerleri, \hat{y}_i model ile tahmin edilen değerleri, \bar{y} ölçülen değerlerin ortalamasını, n model geliştirmek için kullanılan toplam gözlem sayısını ve p ise tahmin edilen parametre sayısını göstermektedir.

3. Bulgular ve Tartışma

3.1 Karışık etkili değişken şekil gövde çapı modeli

Çalışmada önce en uygun sabit etkili ve tesadüfi etkili parametre kombinasyonunun belirlenmesine çalışılmıştır. Bu amaçla sırasıyla (i) meşcere sıklık terimi olmaksızın sadece sabit etkili parametreleri içeren denklem (1), (ii) meşcere sıklık terimini ve sadece sabit etkili parametreleri içeren denklem (3), (iii) farklı sabit etkili ve tesadüfi etkili parametre kombinasyonlarını içeren denklem (5) ve (iv) en başarılı sabit etkili ve tesadüfi etkili parametre kombinasyonuna meşcere sıklık teriminin de eklendiği denklem (16) test edilmiştir. Ancak, Sharma ve Parton (2009) tarafından elde edilen sonuçlar da dikkate alındığında, çalışmada sıklık terimi parametresi (β_4), sabit etkili olarak kabul edilmiştir. Yapılan değerlendirmelerde, test edilen kombinasyonlar için ölçüt değerleri açısından önemli farklılıkların olduğu ortaya çıkmıştır. En başarılı sabit etkili ve karışık etkili parametre kombinasyonu olarak β_4 hariç tüm parametrelerin tesadüfi etkili olması durumunda ortaya çıkmıştır. Buna ilişkin sonuçlar Çizelge 2'de verilmiştir.

Çizelge 2. Tesadüfi etkili parametrelerin farklı kombinasyonları için uyum istatistikleri

Tesadüfi etkili parametreler	Parametreler	σ^2	-2LL (en küçük en iyi)	AIC (en küçük en iyi)
Sabit etkili model	5	0.00177	-4647	-4637
Sabit etkili model + sıklık terimi	6	0.00167	-4730	-4718
β_0	6	0.00294	-3822	-3810
β_1	6	0.00204	-4188	-4176
β_2	6	0.00205	-4171	-4159
β_3	6	0.00236	-4020	-4008
β_0, β_1	8	0.00066	-5485	-5469
β_0, β_2	8	0.00061	-5604	-5588
β_0, β_3	8	0.00071	-5436	-5420
β_1, β_2	8	0.00048	-5795	-5779
β_1, β_3	8	0.00055	-5674	-5658
β_2, β_3	8	0.00058	-5645	-5629
$\beta_0, \beta_1, \beta_2$	11	0.00040	-5901	-5879
$\beta_0, \beta_1, \beta_3$	11	0.00040	-5885	-5863
$\beta_0, \beta_2, \beta_3$	11	0.00047	-5741	-5719
$\beta_1, \beta_2, \beta_3$	11	0.00031	-6068	-6046
$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$	15	0.00029	-6098	-6068
$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ + sıklık terimi	16	0.00029	-6111	-6079

Toros sediri için, en başarılı sabit etkili ve tesadüfi etkili parametre kombinasyonuna sahip karışık etkili modele sıklık teriminin de eklenmesi ile ortaya çıkan yeni model aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{ij} = (\beta_0 + u_1) \left(\frac{H-h_{ij}}{H-h_D} \right) \left(\frac{h_{ij}}{h_D} \right)^{(\beta_1+u_2)+(\beta_2+u_3)x+(\beta_3+u_4)x^2+\beta_4\left(\frac{\sqrt{BA}}{D}\right)} + e_{ij} \quad (16)$$

Burada $u_1 - u_4$ tesadüfi etkili parametreleri göstermektedir.

Bu karışık etkili regresyon modeli için parametre tahminleri ise Çizelge 3’de verilmiştir.

Ağaçlar arası varyasyon, k . ağaç için parametre vektörü β_k aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\beta_k = \mathbf{A}_k \boldsymbol{\beta} + \mathbf{B}_k \mathbf{b}_k = \begin{bmatrix} 1.0075 + b_{0k} \\ -0.07634 + b_{1k} \\ 0.5070 + b_{2k} \\ -0.3739 + b_{3k} \\ 0.1568 \end{bmatrix} \quad \mathbf{b}_k \sim N(0, \mathbf{D}) \quad (17)$$

Çizelge 3. Karışık etkili gövde çapı modeli için parametre tahminleri

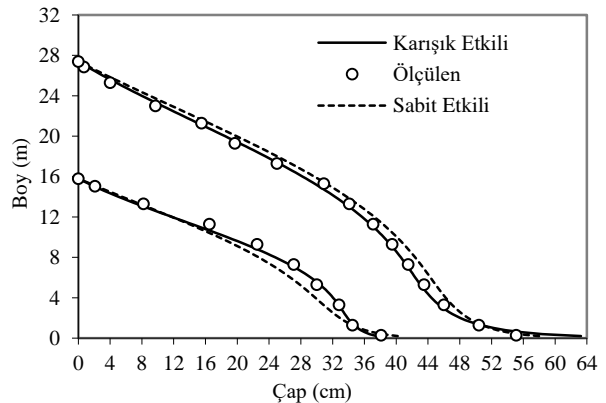
	Tahmin	SE ^a
<i>Sabit etkili parametreler</i>		
β_0	1.0075	0.00144
β_1	-0.07634	0.00787
β_2	0.5070	0.01754
β_3	-0.3739	0.02044
β_4	0.1568	0.04231
<i>Varyans bileşenleri</i>		
σ^2	0.000294	0.00001
Var(b_0)	0.000089	0.00003
Var(b_1)	0.000745	0.00012
Var(b_2)	0.02652	0.00487
Var(b_3)	0.03541	0.00655
Cov(b_0, b_1)	-0.00009	0.00004
Cov(b_0, b_2)	0.000509	0.00027
Cov(b_0, b_3)	-0.00028	0.00031
Cov(b_1, b_2)	-0.00253	0.00063
Cov(b_1, b_3)	0.002756	0.00071
Cov(b_2, b_3)	-0.02747	0.00543

^astandart hata

Burada, β [1.0075, -0.7634, 0.5070, -0.3739, 0.1568]^T sabit etkiler vektörünü, \mathbf{b}_k [$b_{0k}, b_{1k}, b_{2k}, b_{3k}$]^T tesadüfi etkiler vektörünü, $\mathbf{A}_k = \mathbf{I}_5$ (5x5) boyutunda sabit etkiler için tanım matrisini ya da dizayn matrisini, \mathbf{B}_k [1000, 0100, 0010, 0001, 0000]^T ise tesadüfi etkiler için dizayn matrisini ifade etmektedir. Tesadüfi etkiler vektörü \mathbf{b}_k 'nın, $E[\mathbf{b}_k] = 0$ ve varyans-kovaryans matrisi \mathbf{D} ile çok değişkenli normal dağıldığı kabul edilmektedir.

$$\mathbf{D} = \begin{bmatrix} 0.000089 & -0.00009 & 0.000509 & -0.000280 \\ -0.00009 & 0.000745 & -0.002530 & 0.002756 \\ 0.000509 & -0.00253 & 0.026520 & -0.027470 \\ -0.000280 & 0.002756 & -0.027470 & 0.035410 \end{bmatrix}$$

Görsel olarak da değerlendirildiğine, sıklık terimi de eklenerek geliştirilen karışık etkili modelin Toros sediri ağaçlarının gövde formunu tanımlama açısından sabit etkili modele göre daha başarılı olduğu görülmektedir. Bu amaçla, tesadüfi olarak seçilen kalın ($D=50$ cm ve $H=27.4$ m) ve orta çap sınıfından ($D=35$ cm ve $H=15.8$ m) iki örnek ağaç için ortaya çıkan durum Şekil 2’de gösterilmiştir. Şekil 2’den de görüleceği gibi, sabit etkili parametreler her iki ağaç içinde özellikle gövdenin dip ve orta kısımlarını tanımlamada yetersiz kalmaktadırlar. Bununla birlikte karışık etkili model her iki ağaç için de gövde formunu tanımlamada sabit etkili modele göre daha başarılı olmuştur.



Şekil 2. Sabit etkili ve karışık etkili modelin gövde formunu tanımlama başarıları

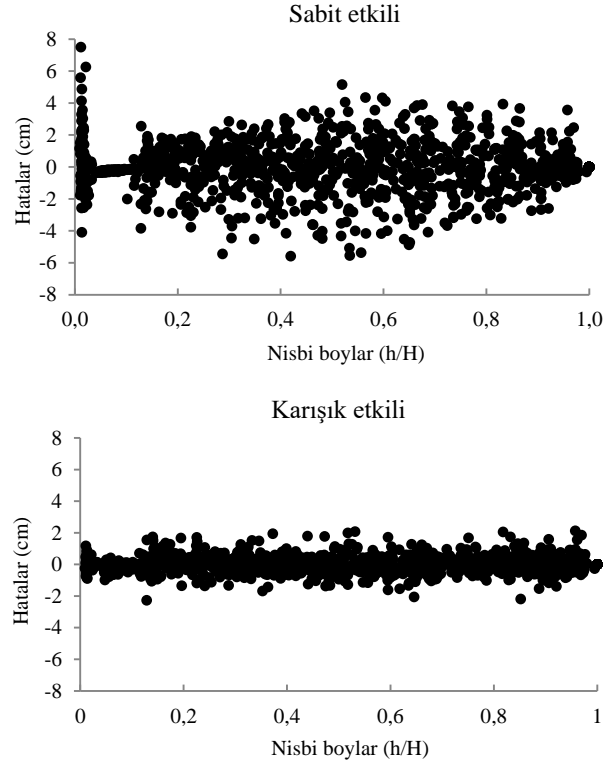
3.2. Hata varyansı ve otokorelasyon

Şekil 3'ten de görüleceği gibi, meşcere sıklık teriminin ilave edildiği karışık etkili model, tüm parametreleri sabit etkili model göre daha homojen bir hata varyansına sahiptir. Modele sıklık teriminin yardımcı değişken olarak eklenmesi ve tesadüfi etkilerin eklenmesiyle hata dağılımı tüm nispi boy sınıfları için homojen bir yapı ortaya koymuştur.

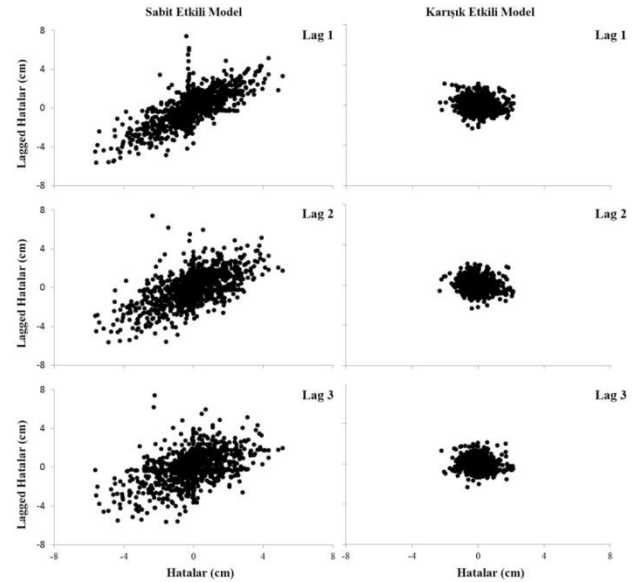
Tesadüfi etkili parametrelere sahip modellerle karşılaştırıldığında, tesadüfi etkili parametrelere sahip olmayan modelin nispi boy değerlerinin artmasına bağlı olarak daha yüksek hata varyansına sahip olduğu görülmektedir (Şekil 3). Denklem (1)'deki modele sıklık terimi ve tesadüfi etkili parametrelerin eklenmesi ile hatalar arasındaki otokorelasyonun hemen hemen uzaklaştırıldığı görülmektedir (Şekil 4). Şekil 4'ün ilk sütunundaki üç satırda sabit etkili model için önemli pozitif otokorelasyonun ortaya çıktığı görülmektedir. Benzer konularda yapılan çalışmalarda, modele tesadüfi değişkenlerin eklenmesi ile birey içi otokorelasyonun önemli ölçüde azaltıldığı ifade edilmiştir (Tasissa ve Burkhart 1998; Yang vd., 2009; Sharma ve Parton, 2009; Bueno-Lopez ve Bevilacqua, 2012). Birey içi varyans-kovaryans matrisi denklem (7)'teki gibi ifade edilebilmektedir. Burada σ^2 'nin değeri Çizelge 3'ten 0.000294'tür.

3.3. Karışık etkili ve sabit etkili modelin çap tahminleri açısından karşılaştırılması

Karışık etkili modelleme tekniği kullanılarak geliştirilen ve sıklık değişkeninin eklendiği gövde çapı modelinin gövde üzerindeki farklı nispi boy grupları için çap tahminlerindeki başarısı ortalama ve kalibre edilmiş yanıtlar için ortalama hata (E) ve hata kareler ortalamasının karekökü ($RMSE$) bakımından karşılaştırılmıştır. Aynı zamanda sıklık değişkeninin eklenmediği denklem (1) için de nispi boy değerleri için ortaya çıkan durum Çizelge 4'te verilmiştir. Ancak bu değerlendirmelerde, kalibrasyon işlemi için bir ekstra çap değeri temel alınmıştır. Yapılan çalışmalar, genel olarak bir ekstra çap ya da iki ekstra çap değeri kullanılarak yapılan kalibrasyonlar arasında önemli farklılıkların olmadığını ortaya koymuştur (Trincado ve Burkhart, 2006; Lejeune vd., 2009; Yang vd., 2009a; Gómez-García vd., 2016). Bu nedenle, bu çalışmada kalibrasyon için tek ekstra çap değeri kullanılmıştır. Çizelge 4'te verilen sonuçlar incelendiğinde, genel olarak ortalama hata değerleri bakımından genel olarak kalibre edilmiş modelin sıklık terimi eklenmiş ve eklenmemiş sabit etkili modele göre daha başarılı olduğu görülmektedir. Ancak ortalama hata değerleri için bütün nispi boy grupları birlikte değerlendirildiğinde, sabit etkili modelin kalibre edilmiş modele göre daha başarılı olduğu gözükmemektedir. Ancak Jiang vd. (2005) tarafından da ifade edildiği gibi, ortalama hata değeri bir modelin diğerine göre daha başarılı olduğunu ifade etmede yeterli olmamaktadır. Pozitif ya da negatif yönlü hataların birbirini nötrleyebileceği ifade edilmektedir.



Şekil 3. Farklı nispi boy değerleri için çap tahminlerinin hata dağılımı



Şekil 4. Gövde çapı modelinin çap tahminleri için gecikmeli hataları

Çizelge 4. Ortalama ve kalibre edilmiş yanıtlar için gövde çapı tahminlerinin ortalama hata ve RMSE değerleri

Nisbi boylar (h/H)	n	Ortalama yanıtlar ^a (cm)	Ortalama yanıtlar ^b (cm)	Kalibre edilmiş yanıtlar (cm)			
				3.3 m	5.3 m	7.3 m	9.3 m
<i>Ortalama hata (\bar{e}_i, cm)</i>							
0.0 < h/H ≤ 0.1	562	0.8573	0.0879	0.1314	0.1090	0.1050	0.1169
0.1 < h/H ≤ 0.2	290	-0.8786	-0.1823	-0.3322	-0.2731	-0.2941	-0.4670
0.2 < h/H ≤ 0.3	285	-1.1733	-0.1792	-0.2260	-0.1709	-0.2396	-0.5231
0.3 < h/H ≤ 0.4	328	-1.1944	-0.0694	0.0400	-0.0367	-0.1140	-0.5763
0.4 < h/H ≤ 0.5	316	-0.8295	0.3422	-0.0876	0.0056	0.0723	-0.5482
0.5 < h/H ≤ 0.6	308	-1.2786	-0.2059	-0.3427	-0.3494	-0.3615	-0.8682
0.6 < h/H ≤ 0.7	296	1.8045	-0.1474	-0.2320	-0.2475	-0.3557	-0.8237
0.7 < h/H ≤ 0.8	290	1.6441	-0.1907	-0.1813	-0.1852	-0.2812	-0.7059
0.8 < h/H ≤ 0.9	312	1.1521	-0.0203	0.0395	-0.0224	-0.0647	-0.3533
0.9 < h/H ≤ 1.0	278	0.2772	-0.0416	-0.0494	-0.0428	-0.0643	-0.1096
<i>Total</i>	3265	-0.5063	-0.0467	-0.0968	-0.0961	-0.1297	-0.4040
<i>RMSE (cm)</i>							
0.0 < h/H ≤ 0.1	562	1.7162	1.3439	1.7757	1.4735	1.2099	1.4205
0.1 < h/H ≤ 0.2	290	1.4042	1.0532	0.5346	0.8714	0.6464	1.1781
0.2 < h/H ≤ 0.3	285	1.9096	1.4394	1.5535	0.6798	1.0546	1.2959
0.3 < h/H ≤ 0.4	328	1.9703	1.4888	1.8784	1.4229	1.7451	1.2854
0.4 < h/H ≤ 0.5	316	2.5035	2.3836	2.7871	2.2837	2.4035	1.3258
0.5 < h/H ≤ 0.6	308	2.5207	2.0958	3.0941	2.3765	2.4754	1.5494
0.6 < h/H ≤ 0.7	296	2.4026	2.1494	3.2442	2.5550	2.8048	1.9320
0.7 < h/H ≤ 0.8	290	2.4365	2.3210	2.7522	2.3023	3.1366	2.0361
0.8 < h/H ≤ 0.9	312	1.6445	1.6418	2.0445	1.5571	3.0803	1.4774
0.9 < h/H ≤ 1.0	278	0.6511	0.6455	0.6346	0.6091	2.6331	0.6109
<i>Total</i>	3265	1.7814	1.5492	1.8369	1.4629	1.2662	1.2288

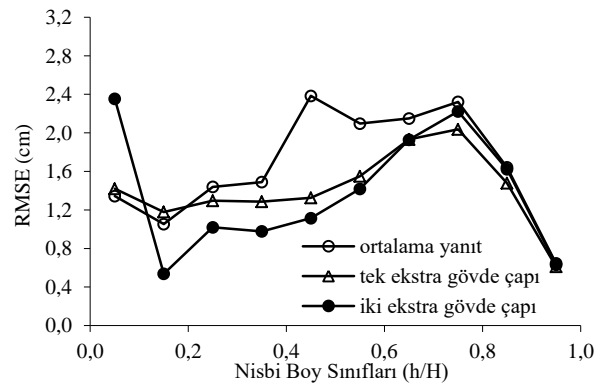
^asıklık teriminin eklenmediği; ^bsıklık teriminin eklendiği; Her nisbi boy sınıfı için en küçük değerler koyu olarak gösterilmiştir.

Çizelge 4'te verilen RMSE değerlerine göre sıklık teriminin eklendiği ve eklenmediği sabit etkili model ile farklı kalibrasyon alternatifleri değerlendirildiğinde, gövdenin %10-50 arasındaki bölümünde tüm kalibrasyon alternatiflerinin sabit etkili modele göre daha başarılı olduğu görülmektedir. RMSE değerleri bakımından en başarılı kalibrasyon alternatifi 9.3 m'deki çap değerinin kullanıldığı alternatiftir. Bu alternatif gövdenin %30-90'lık bölümünde diğer tüm alternatiflere göre çap tahminlerinde daha başarılı olmuştur. Özellikle ticari hacim değeri yüksek gövde kısmının bu bölümünde olduğu düşünülürse, RMSE değerlerinin özellikle gövdenin alt kısımlarında kalibre edilmiş yanıtlar için daha küçük elde edilmesi önemlidir.

Diğer yandan Çizelge 1'de model test verileri için verilen nitelendirici istatistikler incelendiğinde, örnek ağaçların boy ortalamasının yaklaşık 20 metre olduğu görülmektedir. Değişik araştırmacılar tarafından yapılan çalışmalarda (Cao, 2009; Cao ve Wang, 2015; Arias-Rodil 2015; Sabatia ve Burkhart, 2015; Gómez-Garcia vd., 2016) kalibrasyon için en uygun ekstra çap ölçümü yapılacak yerin ağaç boyunun %50-60'ı arasında olması önerilmektedir. Bu çalışmada da en iyi sonuçların alındığı boy değeri 9.3 m'dir. Bu değer de örnek ağaç ortalama boyunun yarısına (%50'lik kısmına) oldukça yakındır. Bu sonuç önceki çalışmaların sonuçlarını bu açıdan destekler niteliktedir. Diğer yandan Cao ve Wang (2015) tarafından da belirtildiği gibi, son yıllarda Lazer teknolojisindeki gelişmelere bağlı olarak dikili ağaçların farklı yüksekliklerdeki çap değerlerinin doğru ve hızlı bir şekilde ölçülmesi mümkün olmuştur.

Çalışmada, sabit etkili model ile tek ve iki ekstra çap değerinin kullanıldığı kalibrasyon alternatifleri grafiksel olarak karşılaştırılmıştır. Şekil 5 incelendiğinde, genel olarak her iki kalibrasyon alternatifinin de sabit etkili modele göre daha başarılı olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, gövdenin %20-60'lık bölümünde iki çap (3.3 m ve 9.3 m) değeri kullanılarak yapılan kalibrasyonun tek çap

(9.3 m) değeri kullanılarak yapılan kalibrasyona göre nispeten daha başarılı olduğu görülmektedir. Ancak, envanter maliyetleri ve tahminlerdeki düzelmenin derecesi de dikkate alındığında kalibrasyon için tek çap ölçümünün yeterli olacağı düşünülmektedir (Trincado ve Burkhart, 2006; Yang vd., 2009a; Lejeune vd., 2009; Arias-Rodil vd., 2015).



Şekil 5. Nisbi boy sınıfları itibarıyla bir ve iki ekstra çap kullanılarak yeni bir ağaç için ortalama ve kalibre edilmiş yanıtlar için RMSE değerleri

4. Sonuç ve öneriler

Çalışmada, Batı Akdeniz yöresi doğal Toros sediri meşcereleri için karışık etkili modelleme tekniği kullanılarak gövde çapı modeli geliştirilmiştir. Ağaçların çap ve dolayısı ile hacim gelişimi üzerine meşcere sıklığının önemli etkisi olduğu gerekçesiyle, çap tahminlerindeki başarıyı artırmak ve ağaçların gövde formu üzerine sıklığın etkisini ortaya koymak amacıyla modele meşcere sıklığı yardımcı değişken olarak eklenmiştir. Bu amaçla, Sharma ve Parton (2009) tarafından geliştirilen değişken şekil gövde çapı modeli kullanılmıştır.

Değerlendirmeler sonucunda; model ister sabit etkili ister tesadüfi etkili parametreleri içersin, meşcere sıklığı yardımcı değişken olarak eklendiğinde, modelin çap tahminlerindeki performansı artmaktadır (Çizelge 4). Diğer yandan model, farklı tesadüfi parametre kombinasyonları için değerlendirildiğinde; en uygun tesadüfi etkili parametre kombinasyonunun, tüm parametrelerin tesadüfi etkili olduğu durum olduğu görülmüştür. Ancak, tüm parametreleri tesadüfi etkili olan modele sıklık terimi de eklendiğinde, başarı ölçütlerine göre modelin tahmin performansı daha da artmaktadır

Modelin kalibrasyonu için farklı alternatifler test edilmiş ve kalibrasyon sonuçlarının ortalama yanıtlara göre çap tahminlerinde daha başarılı olduğu görülmüştür. Tek ekstra çap değeri kullanıldığında, kalibrasyon için en uygun çap ölçüm yüksekliğinin gövdenin dipten itibaren 9.3 m'deki çap değeri olduğu bulunmuştur (Çizelge 4). Envanter çalışmalarının en önemli özelliklerinden birinin de bilgilerin en az maliyetle ve gerçeğe yakın olarak toplanması olduğu göz önüne alındığında, gövde çapı modelinin kalibrasyonu için ekstra tek çap ölçümü yeterlidir. Farklı nispi boylar için en başarılı kalibrasyon alternatifi olarak ortaya çıkan 9.3 m'deki çap değeri sıklık ölçütü açısından da önemlidir. Daha önceki bölümlerde de açıklanmaya çalışıldığı gibi, sıklık ağaç gövde formu ve çap düşüşü üzerinde en etkili faktördür. Ağaçlarda çap düşüşünün en fazla arttığı bölge ise göğüs yüksekliğinden (1.30 m) sonraki, hatta ağaç boyunun tepeye doğru yarısından sonraki kısımdır. Dolayısı ile 9.3 m'de ölçülecek bir ekstra çap değeri daha doğru çap tahminleri yapılabilmesi açısından önemli ve gereklidir.

Açıklama

Bu çalışma, Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK) tarafından maddi olarak desteklenen (Proje No: 215 O 060) projedeki verilerden yararlanılarak üretilmiştir. Arazi çalışmalarındaki yardımlarından dolayı Orman Genel Müdürlüğü çalışanlarına teşekkür ederiz

Kaynaklar

- Akaike, H., 1974. A new look at the statistical model identification. IEEE transactions on automatic control, 19(6): 716-723.
- Arabatzi, A.A., Burkhart, H.E., 1992. An evaluation of sampling methods and model forms for estimating height-diameter relationships in loblolly pine plantations. Forest science, 38(1): 192-198.
- Arias-Rodil, M., Castedo-Dorado, F., Camara-Obregon, A., Dieguez-Aranda, U., 2015. Fitting and calibrating a multilevel mixed-effects stem taper model for maritime pine in NW Spain. PloS one, 10(12): e0143521. doi: 10.1371/journal.pone.0143521

- Avery, T.E., Burkhart, H.E., 2002. Forest Measurements. 5th Ed. McGraw-Hill, New York.
- Boydak, M., 2007. Reforestation of Lebanon cedar (*Cedrus libani* A. Rich.) in bare karstic lands by broadcast seeding in Turkey. In *Proc. of the International workshop MEDPINE 3: Conservation, regeneration, and restoration of Mediterranean pines and their ecosystems*, Leone, V., and R. Lovreglio (eds.). CIHEAM, Bari, Italy. 221 p.
- Brooks, J.R., Jiang, L., Özçelik, R., 2008. Compatible stem volume and taper equations for Brutian pine, Cedar of Lebanon, and Cilicica fir in Turkey. Forest Ecology and Management, 256(1-2): 147-151.
- Bueno-López, S.W., Bevilacqua, E., 2012. Nonlinear mixed model approaches to estimating merchantable bole volume for *Pinus occidentalis*. iForest-Biogeosciences and Forestry, 5(5): 247.
- Burkhart, H.E., Walton, S.B., 1985. Incorporating crown ratio into taper equations for loblolly pine trees. Forest Science, 31(2): 478-484.
- Calama, R., Montero, G., 2006. Stand and tree-level variability on stem form and tree volume in *Pinus pinea* L.: a multilevel random components approach. Forest Systems, 15(1): 24-41.
- Cao, Q.V., 2009. Calibrating a segmented taper equation with two diameter measurements. Southern Journal of Applied Forestry, 33(2): 58-61.
- Cao, Q.V., Wang, J., 2015. Evaluation of methods for calibrating a tree taper equation. Forest Science, 61(2): 213-219.
- Cao, Q.V., Wang, J., 2011. Calibrating fixed-and mixed-effects taper equations. Forest Ecology and Management, 262(4): 671-673.
- Davidian, M., Giltinan, D.M., 1995. Nonlinear models for repeated measurement data (Vol. 62). CRC press, Ohio, USA.
- De-Miguel, S., Mehtatalo, L., Shater, Z., Kraid, B., Pukkala, T., 2012. Evaluating marginal and conditional predictions of taper models in the absence of calibration data. Canadian Journal of Forest Research, 42(7): 1383-1394.
- Fang, Z., Borders, B.E., Bailey, R.L., 2000. Compatible volume-taper models for loblolly and slash pine based on a system with segmented-stem form factors. Forest Science, 46(1): 1-12.
- Fang, Z., Bailey, R.L., 2001. Nonlinear mixed effects modeling for slash pine dominant height growth following intensive silvicultural treatments. Forest Science, 47(3): 287-300.
- Figueiredo-Filho, A., Borders, B.E., Hitch, K.L., 1996. Taper equations for *Pinus taeda* plantations in Southern Brazil. Forest Ecology and Management, 83(1-2): 39-46.
- Garber, S.M., Maguire, D.A., 2003. Modeling stem taper of three central Oregon species using nonlinear mixed effects models and autoregressive error structures. Forest Ecology and Management, 179(1-3): 507-522.
- Gómez-García, E., Crecente-Campo, F., Diéguez-Aranda, U., 2013. Selection of mixed-effects parameters in a variable-exponent taper equation for birch trees in northwestern Spain. Annals of Forest Science, 70(7): 707-715.
- Gomez-Garcia, E., Dieguez-Aranda, U., Ozcelik, R., Sal-Cando, M., Castedo-Dorado, F., Crecente-Campo, F., Javier Corral-Rivas, J., Arias-Rodil, M., 2016. Development of a stem taper function using mixed-effects models for *Pinus sylvestris* in Turkey: selection of fixed parameters to expand. Bosque, 37: 159-167, doi: dx.doi.org/10.4067/S0717-92002016000100015.
- Gray, H.R., 1956. The form and taper of forest-tree stems (pp. 1-79). UK: Imperial Forestry Institute, University of Oxford, Oxford.
- Gregoire, T.G., Schabenberger, O., 1996. A non-linear mixed-effects model to predict cumulative bole volume of standing trees. Journal of Applied Statistics, 23(2-3): 257-272.
- Huang, S., Price, D., Morgan, D., Peck, K., 2000. Kozak's variable-exponent taper equation regionalized for white spruce in Alberta. Western Journal of Applied Forestry, 15(2): 75-85.
- Jiang, L.C., Liu, R.L., 2011. Segmented taper equations with crown ratio and stand density for Dahurian Larch (*Larix gmelinii*) in Northeastern China. Journal of Forestry Research, 22(3): 347.

- Jiang, L., Brooks, J.R., Wang, J., 2005. Compatible taper and volume equations for yellow-poplar in West Virginia. *Forest Ecology and Management*, 213(1-3): 399-409.
- Jiang, L., Brooks, J.R., Hobbs, G.R., 2007. Using crown ratio in yellow-poplar compatible taper and volume equations. *Northern Journal of Applied Forestry*, 24(4): 271-275.
- Klos, R.J., Wang, G.G., Dang, Q.L., East, E.W., 2007. Taper equations for five major commercial tree species in Manitoba, Canada. *Western Journal of Applied Forestry*, 22(3): 163-170.
- Kozak, A., 1988. A variable-exponent taper equation. *Canadian Journal of Forest Research*, 18(11): 1363-1368.
- Kozak, A., 2004. My last words on taper equations. *The Forestry Chronicle*, 80(4): 507-515.
- Larson, P.R., 1963. Stem form development of forest trees. *Forest Science*, 9(2): 1-42.
- Lee, W.K., Seo, J.H., Son, Y.M., Lee, K.H., Von Gadow, K., 2003. Modeling stem profiles for *Pinus densiflora* in Korea. *Forest Ecology and Management*, 172(1): 69-77.
- Leites, L.P., Robinson, A.P., 2004. Improving taper equations of loblolly pine with crown dimensions in a mixed-effects modeling framework. *Forest Science*, 50(2): 204-212.
- Lejeune, G., Ung, C.H., Fortin, M., Guo, X.J., Lambert, M.C., Ruel, J.C., 2009. A simple stem taper model with mixed effects for boreal black spruce. *European Journal of Forest Research*, 128(5): 505-513.
- Li, R., Weiskittel, A., Dick, A.R., Kershaw Jr, J.A., Seymour, R.S., 2012. Regional stem taper equations for eleven conifer species in the Acadian region of North America: development and assessment. *Northern Journal of Applied Forestry*, 29(1): 5-14.
- Li, R., Weiskittel, A.R., 2011. Estimating and predicting bark thickness for seven conifer species in the Acadian Region of North America using a mixed-effects modeling approach: comparison of model forms and subsampling strategies. *European Journal of Forest Research*, 130(2): 219-233.
- Meng, S.X., Huang, S., 2010. Incorporating correlated error structures into mixed forest growth models: prediction and inference implications. *Canadian Journal of Forest Research*, 40(5): 977-990.
- Muhairwe, C.K., LeMay, V.M., Kozak, A., 1994. Effects of adding tree, stand, and site variables to Kozak's variable-exponent taper equation. *Canadian Journal of Forest Research*, 24(2): 252-259.
- OGM., 2006. Orman Kaynakları. Orman Genel Müdürlüğü, Ankara, Türkiye.
- Özçelik, R., Bal, C., 2013. Effects of adding crown variables in stem taper and volume predictions for black pine. *Turkish Journal of Agriculture and Forestry*, 37(2): 231-242.
- Özçelik, R., Cao, Q.V., 2017. Evaluation of fitting and adjustment methods for taper and volume prediction of black pine in Turkey. *Forest Science*, 63(4): 349-355.
- Pancoast, A.D., 2018. Evaluation of Taper and Volume Estimation Techniques for Ponderosa Pine in Eastern Oregon and Eastern Washington. MSc Thesis, Forest Engineering, Resources, and Management Graduate School, Oregon State University, Oregon.
- Sabatia, C.O., Burkhart, H.E., 2015. On the use of upper stem diameters to localize a segmented taper equation to new trees. *Forest Science*, 61(3): 411-423.
- Sakıcı, O.E., Mısırlı, N., Yavuz, H., Mısırlı, M., 2008. Stem taper functions for *Abies nordmanniana* subsp. *bornmulleriana* in Turkey. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 23(6): 522-533.
- Sakıcı, O.E., Özdemir, G., 2018. Stem taper estimations with artificial neural networks for mixed Oriental beech and Kazdağı fir stands in Karabük region, Turkey. *Cerne*, 24(4): 439-451.
- Schroeder, T., Moisen, G., Schleeweis, K., 2014. Testing alternative response designs for training forest disturbance and attribution models. *The International Forestry Review*, 16(5): 424.
- Sharma, M., Burkhart, H.E., 2003. Selecting a level of conditioning for the segmented polynomial taper equation. *Forest Science*, 49(2): 324-330.
- Sharma, M., Oderwald, R.G., 2001. Dimensionally compatible volume and taper equations. *Canadian Journal of Forest Research*, 31(5): 797-803.
- Sharma, M., Parton, J., 2009. Modeling stand density effects on taper for jack pine and black spruce plantations using dimensional analysis. *Forest Science*, 55(3): 268-282.
- Sharma, M., Zhang, S.Y., 2004. Variable-exponent taper equations for jack pine, black spruce, and balsam fir in eastern Canada. *Forest Ecology and Management*, 198(1-3): 39-53.
- Tasissa, G., Burkhart, H.E., 1998. An application of mixed effects analysis to modeling thinning effects on stem profile of loblolly pine. *Forest Ecology and Management*, 103(1): 87-101.
- Temesgen, H., Affleck, D., Poudel, K., Gray, A., Sessions, J., 2015. A review of the challenges and opportunities in estimating above ground forest biomass using tree-level models. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 30(4): 326-335.
- Trincado, G., Burkhart, H.E., 2006. A generalized approach for modeling and localizing stem profile curves. *Forest Science*, 52(6): 670-682.
- Valenti, M.A., Cao, Q.V., 1986. Use of crown ratio to improve loblolly pine taper equations. *Canadian Journal of Forest Research*, 16(5): 1141-1145.
- Vonesh, E., Chinchilli, V.M., 1997. *Linear and Non-Linear Models for the Analysis of Repeated Measurements* Marcel Dekker, Inc, New York.
- Yang, Y., Huang, S., Trincado, G., Meng, S.X., 2009a. Nonlinear mixed-effects modeling of variable-exponent taper equations for lodgepole pine in Alberta, Canada. *European Journal of Forest Research*, 128(4): 415-429.
- Yang, Y., Huang, S., Meng, S.X., 2009b. Development of a tree-specific stem profile model for white spruce: a nonlinear mixed model approach with a generalized covariance structure. *Forestry*, 82(5): 541-555.