

Doğu ladini için gövde çapı modelinin karışık etkili yaklaşım ile geliştirilmesi

Ramazan Özçelik^{a,*}, Ahmet Sarıtaş^b, Manuel Arias-Rodil^c

Özet: Doğu ladini (*Picea orientalis* L.) ülkemizin önemli ağaç türlerinden birisidir. Bu nedenle, ladin ormanlarının bugün ve geleceğe dönük yönetim ve planlama stratejilerinin geliştirilmesinde, türün büyüme ve hasılatına ilişkin bilgilere ihtiyaç duyulmaktadır. Ormanların büyüme ve hasılatına ilişkin tahminlerde kullanılan en önemli yapı taşlarından birisi, ağaç hacim tahminleridir. Gövde çapı denklemleri, bir ağaca ilişkin toplam ve ticari hacim tahminlerinde en güvenilir ve doğru yaklaşımlardan biri olarak kabul edilmektedir. Bu çalışmada, Ardahan-Posof Yöresi doğu ladini meşcerelerinden elde edilen 170 ağaç kullanılarak doğrusal olmayan karışık etkili modelleme (NLME) yaklaşımı ile gövde çapı modeli geliştirilmiştir. Karışık etkili modelleme, bir ağacın kendi içinde ve ağaçlar arasında gövde formu açısından değişimin hesaplanmasına imkân sağlamaktadır. Çalışmanın birinci aşamasında, öncelikle hangi parametrelerin tesadüfi etkili parametrelerle genişletilmesi gerektiğinin ortaya konması için modelin bir ve iki parametresine tesadüfi parametreler eklenerek olası tüm kombinasyonlar test edilmiştir. Modele tesadüfi etkili parametrelerin eklenmesi aynı ağaç için elde edilen hatalar arasında var olan korelasyonun hesaplanması için yeterli olmamış, hata terimine ilişkin varyans-kovaryans matrisi birinci derece otoregresif hata yapısı AR(1) ile modellenmiştir. Karışık etkili modele AR(1)'in eklenmesi ile hatalar arasındaki otokorelasyonun tamamının uzaklaştırılması mümkün olmuştur. İkinci aşamada, gövde üzerinde farklı noktalarda ölçülen çap değerleri kullanılarak kalibrasyon sonuçları değerlendirilmiştir. Seçilen karışık etkili model, hem model geliştirme hem de kalibrasyon için en iyi sonuçları üretmiştir. Genel olarak, kalibrasyon için toplam boyun %40-80 arasında ölçülen ekstra çapların gövde çapı modelinin tahmin performansını arttırdığı gözlenmiştir. Sonuç olarak model kalibrasyonu, karışık etkili model seçiminde önemli bir kriter olarak göz önünde bulundurulmalıdır.

Anahtar kelimeler: *Picea orientalis*, Gövde çapı modeli, Otokorelasyon, Kalibrasyon, Ardahan-Posof

Modeling of stem taper model with mixed effects approach for oriental spruce

Abstract: Oriental spruce (*Picea orientalis* L.) is one of the most important tree species in Turkey. Therefore, the information is necessary about growth and yield of the species for developing future management and planning strategies. The one of the essential building blocks in forest growth and yield prediction models is the equations for estimating individual tree volume. One of the most accurate and reliable approaches for estimating stem total volume and merchantable volume is the use of taper models. In this study, a taper model was developed by using nonlinear mixed effects modeling approach (NLME) using data from 170 trees felled in oriental spruce stands from Ardahan-Posof Region. An NLME approach accounted for within-and between tree variations in stem form. In the first stage, all possible combinations of expansion with random effects in one and two model parameters were tested, selecting then the best one. The inclusion of random effects was not enough to account for the existing autocorrelation between the residuals and then the variance-covariance matrix of the error term was modelled through a first order autocorrelation structure AR (1). In a second step, we evaluated the response obtained by calibration (which implies estimation of random effects for a new tree) based on upper-stem diameter measurements at different points. The selected mixed-effects model produced the best results both in fitting and calibration process. It was found that an upper-stem diameter measurement at 40-80% of total height was best suited for calibrating tree-specific predictions. As a result, model calibration should be considered an essential criterion in mixed model selection.

Keywords: *Picea orientalis*, Taper model, Autocorrelation, Calibration, Ardahan-Posof

1. Giriş

Ormanlarının korunması, sürdürülebilir işletilmesi ve geleceğe dönük planlama ve stratejilerin oluşturulmasında, ormanların mevcut durumuna, büyüme ve gelişme özelliklerine ilişkin güvenilir ve doğru bilgilere ihtiyaç

bulunmaktadır (Klos vd., 2007). Hacim tahminleri büyüme ve hasılat modellerinin en önemli öğelerinden birisidir. Bir ağacın toplam ya da ticari hacim değerinin doğru tahmini hem orman envanteri çalışmaları hem de orman amenajman planları açısından son derece önemlidir. Hacim tahminleri, ağaç ve meşcerelere ilişkin hacmin ve bu hacim miktarının

✉ ^a Süleyman Demirel Üniversitesi, Orman Fakültesi, Orman Mühendisliği Bölümü, Isparta

^b Orman Genel Müdürlüğü, İstanbul Orman Bölge Müdürlüğü, Edirne Orman İşletme Müdürlüğü, Edirne

^c Universidad de Santiago de Compostela, Escuela Politécnica Superior, C/ Benigno Ledo, Campus Terra, 27002, Lugo, Spain

@ * **Corresponding author** (İletişim yazarı): ramazanozcelik@sdu.edu.tr

✓ **Received** (Geliş tarihi): 29.03.2017, **Accepted** (Kabul tarihi): 24.04.2017

Citation (Atf): Özçelik, R., Sarıtaş, A., Arias-Rodil, M. , 2017. Doğu ladini için gövde çapı modelinin karışık etkili yaklaşım ile geliştirilmesi. Turkish Journal of Forestry, 18(2): 110-118.

DOI: [10.18182/tjf.302073](https://doi.org/10.18182/tjf.302073)



farklı ticari sınıflara dağılımının doğru hesaplanması (Dieguez-Aranda vd., 2006; Corral-Rivas vd., 2007; Crecente-Campo vd., 2009), orman amenajman planlarının düzenlenmesi (de-Miguel vd., 2012), orman ürünleri sanayisinin geleceğine ilişkin projeksiyonlarının yapılması (Fang vd., 2000; Jiang vd., 2005; de-Miguel vd., 2012) ve uygun biyokütle dönüşüm faktörleri yardımı ile biyokütle ve karbon birikim miktarının hesaplanması (Castedo-Dorado vd., 2012; Gomez-Garcia vd., 2015; Schröder vd., 2015) için kullanılan önemli bir meşçere parametresidir.

Günümüzde, ağaç hacmi ve ticari hacim tahminleri için en güvenilir yöntemlerden birinin gövde çapı modelleri olduğu ifade edilmektedir (Fang vd., 2000; Rojo et al., 2005; Dieguez-Aranda vd., 2006; Li ve Weiskittel 2010; Özçelik ve Crecente-Campo, 2016). Gövde çapı modelleri Kozak (2004) tarafından ifade edildiği gibi, a) ağaç gövdesi boyunca gövde üzerindeki herhangi bir noktadaki çap değerinin; b) toplam gövde hacminin, c) ticari gövde hacminin veya gövde üzerindeki herhangi iki nokta arasındaki seksiyon hacminin, d) herhangi bir çap değerinin gövde üzerinde bulunduğu yüksekliğin tahmini için kullanılmaktadır. de-Miguel vd. (2012) tarafından da belirtildiği gibi, gövde çapı modellerinin ormancılık uygulamaları için diğer bir önemi de, büyüme ve hasılat modellerine entegre edilebilir olması, farklı yetiştirme ortamları ve planlama alternatifleri için elde edilecek ürün sınıflarının ve miktarlarının tahminine imkan sağlamasıdır.

Newnham (1988)'e göre gövde çapı modelleri üzerindeki çalışmaların yaklaşık yüz yıldır devam etmesinin iki önemli nedeni vardır. Bunlardan birincisi; tüm ağaç türleri için gövde formundaki değişimi açıklamaya yetecek bir teorinin bulunmaması; ikincisi de sürekli değişen pazar koşullarına bağlı olarak değişen odun çeşidi standartlarını dikkate alan bir yöntemin elde edilememesidir. Bir gövde profili modelinin başarısı ağaç türüne ve yetiştirme ortamı koşullarına göre de değişiklikler gösterebilmektedir. Bu yüzden her tür ve bir türün farklı yetiştirme ortamları için model parametrelerinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Ormancılık çalışmalarında genel olarak iki grup gövde çapı modeli daha yoğun olarak kullanılmaktadır. Bunlardan ilki değişken şekil çap modelleridir (Variable-Exponent Taper Model). Bu modellerde, bir ağaç gövdesinin, dipten tepeye doğru nayloid, paraboloid ve konik parçalardan oluştuğu düşünülmektedir (Newnham, 1992; Kozak, 1988). Ancak bu model formunun bazı dezavantajları da bulunmaktadır. Bunlar; gövde üzerindeki farklı şekillerin hacim hesaplamaları için birleştirilememesi ve en yüksekteki çap değeri için ticari boyun doğrudan hesaplanamayıp, bir iterasyon ile hesaplanmasının gerekli olmasıdır. İkinci grup ise; parçalı-gövde çapı (Segmented Taper Model) modelleridir. Bu model formu, ağaç gövdesinin farklı bölümlerindeki çap düşüşlerini farklı denklem formları ile tanımlamakta ve bunları birleştirmek için de katılma noktaları kullanılmaktadır (Max ve Burkhart, 1976; Clark vd., 1991; Fang vd., 2000). Yapılan kimi çalışmalar, parçalı gövde çapı modellerinin değişken şekil gövde çapı modellerine göre daha başarılı olduğunu ortaya koymuştur (Jiang vd., 2005; Özçelik ve Crecente-Campo, 2016).

Gövde çapı modellerinin geliştirilmesi amacıyla genellikle doğrusal olmayan en küçük kareler (OLS) yöntemini kullanılmıştır. Ancak, gövde çapı modellerin geliştirilmesinde, aynı ağaç üzerinde düzenli ya da düzensiz aralıklarla ölçülen çap değerlerinden yararlanılmaktadır.

Bunun sonucu olarak da, aynı ağaç üzerinde ölçülen çap 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 araştırma çalışmaları hem yeni model formlarının geliştirilmesine, hem de gövde formundaki ağaçlar arası değişkenliğin hesaplanmasına ilişkin yeni yaklaşımlara odaklanmıştır. Bu amaçla gövde profili modellerinin geliştirilmesinde, doğrusal olmayan karışık etkili modelleme (NLME) yaklaşımı kullanılmaya başlamıştır (Gregoire ve Schabenberger, 1996; Valentine ve Gregoire, 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, 2011; Bueno-Lopez ve Bevilacqua, 2012; de-Miguel vd., 2012; Gomez-Garcia vd., 2013; Arias-Rodil vd., 2015; Gomez-Garcia vd., 2016). Bu yaklaşım ile çoklu hiyerarşik yapı gösteren veri seti içerisindeki bireylerin kendi içindeki ve bireyler arası ilişki hesaplanabilmekte ve model esnekliği sağlanabilmektedir. Yine bu modelleme yaklaşımıyla, sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkili parametreler eş zamanlı tahmin edilebilmektedir. Genel olarak, sabit etkili parametre, tüm toplumdaki her birey ya da örnek alan için kullanılan parametreleri; tesadüfi etkili parametre ise, toplumdaki her bir bireye ya da örnek alana ilişkin özel karakteristiklerin hesaplanmasında kullanılan değişkenleri ifade edilmektedir. NLME modelleme tekniği ile sabit ve tesadüfi etkili parametrelerin eş zamanlı tahmin edilebilmesi, karışık etkili modellemeyi yeni bir birey için tahmin yapılması (Kalibrasyon işlemi) gerekli olduğunda ve bu bireye ait bir ön bilginin bulunması durumunda diğer modellere göre daha etkili yapmaktadır. NLME yaklaşımının geleneksel regresyon yöntemlerine göre diğer önemli bir üstünlüğü de; geleneksel yöntemler tüm toplum için genel ortalamaları ifade ederken, NLME yaklaşımı, hem tüm toplum hakkında hem de toplum içindeki her bir birey için özel nitelikteki bilgilerin elde edilmesine imkan sağlamaktadır (Trincado ve Burkhart, 2006; Cao ve Wang, 2011). Yine bu teknik, farklı silvikültürel uygulamalar altında ve farklı yetiştirme ortamlarında gelişen ağaçların gövde çapı modellerinin kalibrasyonuna da izin vermektedir. Ülkemizde, NLME tekniği kullanılarak yöresel bazda bazı ağaç türleri için gövde çapı modelleri geliştirilmiştir (Özçelik vd., 2011; Ercanlı vd., 2014; Şenyurt vd., 2014; Özçelik ve Yaşar, 2015; Gomez-Garcia vd., 2016).

Ülkemizde ve yurt dışında NLME tekniği kullanılarak yapılan çalışmalarda genel olarak sırasıyla, farklı tesadüfi etkili ve karışık etkili parametre kombinasyonları test edilmiş, otokorelasyon probleminin sadece karışık etkili modelleme tekniği kullanılarak ortadan kaldırılıp kaldırılamadığı araştırılmış (Yang vd., 2009; Sharma ve Parton 2009; Bueno-Lopez ve Bevilacqua, 2012), kaldırılamadığı durumlarda otoregresif hata yapısı (CAR(x)) kullanılmış (Garber ve Maguire, 2003; Trincado ve Burkhart, 2006; Gomez-Garcia vd., 2013; Arias-Rodil vd., 2015; Gomez-Garcia vd., 2016) ve son olarak da ekstra tek veya daha fazla çap ölçümlerinin bulunduğu durumlar kullanılarak farklı kalibrasyon alternatifleri test edilmiştir. Genel olarak tek ya da iki ekstra çap değeri kullanılarak yapılan kalibrasyon işlemleri arasında önemli farklılıkların

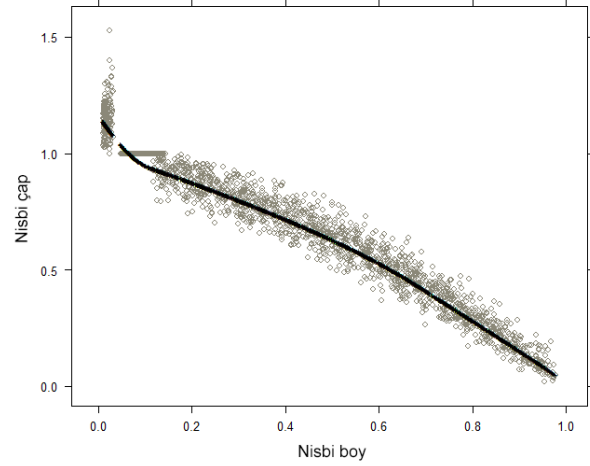
olmadığı görülmüştür (Lejeune vd., 2009; Sharma ve Parton, 2009).

Bu çalışmada, Max ve Burkhart (1976) tarafında geliştirilen gövde çapı modeli kullanılarak, Ardahan-Posof Yöresi doğal doğu ladini meşcereleri için karışık etkili gövde çapı modeli geliştirilmiştir. Bu amaçla, sırasıyla 1) hangi sabit etkili parametrelerin tesadüfi etkili parametreler ile genişletilmesi gerektiği, 2) tesadüfi etkili parametrelerin eklenmesi ile otokorelasyon probleminin ortadan kalkıp kalkmadığı, eğer otokorelasyon problemi devam ediyor ise modele birinci derece otoregresif kovaryans yapısı AR(1) eklendiğinde durumun nasıl değiştiği, 3) en başarılı sabit ve tesadüfi etkili parametre kombinasyonuna sahip model her zaman en iyi kalibrasyon sonuçlarını üretmeye bildiğinden, bir ve iki parametresi tesadüfi etkili tüm kombinasyonlar için farklı ekstra çap değerleri kullanılarak kalibrasyon sonuçları araştırılmıştır.

2. Materyal ve yöntem

2.1. Materyal

Gövde çapı denklemi geliştirmek amacıyla gerekli örnek ağaç verileri, Erzurum Orman Bölge Müdürlüğü, Ardahan Orman İşletme Müdürlüğü, Posof işletme şefliği doğal ve saf ladini meşcerelerinden toplanmıştır. Örnek ağaçlar, çalışma alanı içerisindeki mevcut tüm çap ve boy sınıflarının temsil edebilmesi amacıyla, galip ya da müşterek galip ağaçlar arasından seçilmiştir. Yine örnek ağaçlar seçilirken çatal gövdelerin, tepesi kırık ağaçların, azman yapmış ve gövde formu bozuk bireyler olmamasına azami özen gösterilmiştir. Bu amaçla; seçilen örnek ağaçlar kesilmeden önce elektronik çap ölçer yardımı ile göğüs çapları ve kesildikten sonra her ağaç üzerinde şerit metre yardımı ile birer metre aralıkla ve 0.1 cm hassasiyetle çap değerleri ve 5 cm hassasiyetle ağaç boyları ölçülmüştür. Arazide ölçülen verilerde herhangi bir anormal durumun olup olmadığı nisbi çap-nisbi boy grafiği yardımı ile görsel olarak değerlendirilmiştir. Yapılan değerlendirmelerde, bazı ağaçlarda ekstrem değerlerin olduğu görülerek, veri yapısındaki ekstrem değerlerin araştırılması amacıyla Bi (2000) tarafından önerilen sistematik yaklaşım kullanılmıştır. Bu yöntem 0.25'lik bir düzeltme faktörü ile ikinci dereceden doğrusal olmayan çözüm yöntemidir. Bu yaklaşım kullanılarak verilerin yaklaşık %0.1'lik kısmının anormal olduğu gerekçesi ile çalışmada kullanılmamıştır. Bu anormal sonuçların en önemli kaynağının; bazı ağaçlardaki çap ölçümlerinin dalın gövdeye birleştiği noktadan ya da ağaç gövdesindeki kısmı deformasyonların bulunduğu yerlerden yapılmasından olduğu düşünülmüştür. Şekil 1'de yukarıda belirtilen anormal veriler çıkarıldıktan sonra kalan örnek ağaç verilerine ilişkin nisbi çap-boy ilişkisi verilmiştir. Örnek ağaç hacimlerinin belirlenmesi amacıyla Smalian Yöntemi kullanılmıştır. Uç parça hacminin bulunmasında ise koni hacmi esas alınmıştır. Çizelge 1'de ise bu örnek ağaçlar ilişkin nitelendirici istatistikler verilmiştir.



Şekil 1. Örnek ağaç verilerine ilişkin nisbi çap-nisbi boy ilişkisi

Çizelge 1. Örnek ağaçlara ilişkin nitelendirici istatistikler

Değişken (n=170)	Ortalama	S.D.	Minimum	Maksimum
D (cm)	34.57	11.04	11.20	60.60
H (m)	17.60	4.54	9.30	27.00
d (cm)	22.58	12.62	1.00	69.80
h (m)	7.90	5.65	0.30	25.30
v (m ³)	0.64	0.56	0.01	3.18
Disk sayısı	6.40	3.86	1.00	19.00
V (m ³)	0.78	0.62	0.05	3.18

D: kabuklu Göğüs çapı (cm); H: toplam ağaç boyu (m); d: h (m) yüksekliğindeki kabuklu gövde çapı (cm); h: ilgilenilen noktanın yerden yüksekliği; v: kabuklu ticari hacim (m³); V: kabuklu gövde hacmi (m³). S.D: Standart sapma

2.2. Yöntem

2.2.1. Model seçimi

Yüz yılı aşkın bir süredir farklı formlarda gövde çapı modelleri geliştirilmiştir. Genel olarak iki tip gövde çapı modelinin diğerlerine göre daha başarılı sonuçlar verdiği görülmeye karşın, bu gruplardaki modellerden herhangi biri diğerlerine göre daha başarılı ya da en iyi model olarak nitelendirilmemiştir (Arias-Rodil vd., 2015a). Bu çalışmada, farklı ağaç türleri ve gövde formlarını içeren pek çok çalışmada başarılı sonuçlar vermesi (Jiang vd., 2005; Dieguez-Aranda vd., 2006; Özçelik vd., 2016; Özçelik ve Crecente-Campo 2016) ve modelin hacim hesaplamaları için kolaylıkla hacim denklemlerine dönüştürülebilir olması nedeniyle Max ve Burkhart (1976) tarafından önerilen parçalı gövde çapı modelinin kullanılmasına karar verilmiştir. Bu model, bir ağaç gövde formunu tanımlamak için iki katılma noktası kullanmakta (farklı gövde şekillerini birleştirmek için) ve gövdenin alt bölümünü nayloid, orta kısmını kesik paraboloid ve üst kısmını da koni olarak tanımlamaktadır. Modelin genel formu aşağıdaki gibidir.

$$\frac{d^2}{D^2} = \beta_1(Z-1) + \beta_2(Z^2-1) + \beta_3(a_1-Z)^2 I_1 + \beta_4(a_2-Z)^2 I_2 \quad (1)$$

Burada:

$$I_i = \begin{cases} 1 & Z \leq a_i \\ 0 & Z > a_i \end{cases} \quad i = 1, 2$$

$$Z = \frac{h}{H}$$

h = ölçüm noktasının yerden yüksekliği (m),

H = toplam ağaç boyu (m),

D = kabuklu göğüs çapı (cm),

d = yerden h yüksekliğinde ölçülen kabuklu çap (cm)

a_i = tahmin edilen katılma noktaları $i = 1, 2$,

β_i = regresyon katsayıları, $i = 1..4$ dir.

2.2.2. Doğrusal olmayan karışık etkili modelleme

Karışık etkili modelin en temel özelliği, hem sabit (popülasyona özgü) hem de tesadüfi etkilileri (bireye özgü) içermesidir. Karışık etkili modelleme yaklaşımıyla, bir gövde çapı modelinin doğrusal olmayan karışık etkili model formu aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir.

$$d_k = f(x_k, \varphi_k) + \varepsilon_k, \quad \varepsilon \sim N(0, R_k) \quad (2)$$

Burada; d_k , k . ağaç üzerinde ölçülen kabuklu çap değerlerinin ($n_k \times 1$) vektörünü; x_k , açıklayıcı değişken vektörünü; φ_k , ($s_1 \times 1$) boyutlarındaki parametre vektörünü ki bu vektör sadece sabit etkili parametrelerden oluşabileceği gibi, hem sabit hem de tesadüfi etkili parametrelerden de oluşabilmektedir.

ε_k ($n_k \times 1$) boyutlarındaki hata terimi vektörünü, R_k ise, ($n_k \times n_k$) boyutlarında hata terimi için varyans-kovaryans matrisini ifade etmektedir. Buradan hareketle, parametre vektörü φ_k aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir (Lindstrom ve Bates, 1990).

$$\varphi_k = A_k \beta + B_k u_k, \quad u_k \sim N(0, D) \quad (3)$$

Burada, β ($s_1 \times 1$) boyutlarında tüm ağaçlar için geçerli sabit etkili parametre vektörünü, u_k , ($s_2 \times 1$) boyutlarında k . ağaçla ilişkili tesadüfi etkiler vektörünü; D , tesadüfi etkiler için varyans-kovaryans matrisini; A_k ve B_k ise sırasıyla sabit ve tesadüfi etkiler için tasarım matrislerini ifade etmektedir. Tasarım matrisleri A_k ve B_k birey olarak genellikle sadece 0 ve 1 değerlerini içermektedir (Fang ve Bailey, 2001). Genel bir durum olarak parametrelerin sadece bazıları tesadüfi etkilere sahip olabilir. Bu durumda, $A_k = I$ olmasına rağmen, B_k , A_k 'den sadece bazı sütunları içermektedir. Burada görülen durum da budur. A_k ($s_1 \times s_1$) büyüklüğünde tanım matrisi ve B_k ($s_1 \times s_2$) büyüklüğünde ve A_k 'nin alt sütunlarını içeren bir matris olup, sabit etkili parametrelere tesadüfi etkili parametrelerin eklenmesiyle meydana gelmiştir. Bu φ_i 'nin bazı bileşenlerinin tesadüfi etkilerle ilişkisinin olmamasına izin vermektedir. Bu durumda denklem (4) aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$d_k = f(x_k, \varphi_k) + \varepsilon_k = f(x_k, \beta, u_k) + \varepsilon_k, \varepsilon_k \sim N(0, R_k) \quad (4)$$

Tesadüfi etkili parametreler u_k için varyans-kovaryans matrisi D , yapılandırılmamış olarak kabul edilmekte ve aynı ağaç üzerinde ölçülen veriler arasındaki korelasyon etkilerinin hesaplanmasına imkân sağlamaktadır (Lindstrom ve Bates, 1990). Bu durumda, matrisin pozitif yarı tanımlı matris olması gerekli olup, genellikle bu matrisler pozitif tanımlı olarak kabul edilmektedir (Pinheiro ve Bates, 2000).

Karışık etkili bir modelin geliştirilmesinde en önemli soru: modeldeki hangi parametreler sabit etkili hangi parametreler karışık etkili (hem sabit hem de tesadüfi etkili) olmalıdır. Bu sorunun cevabı için farklı yaklaşımlar önerilmiştir. Bunlardan birincisi; modeli her birey için bağımsız olarak çözmektir (Fang ve Bailey, 2001). Ancak bunun gerçekleştirilebilmesi için her birey üzerinde yeterli ölçümün bulunması gereklidir ancak bu çoğunlukla mümkün değildir. İkincisi; gövde çapı modelinin bazı parametre değerlerindeki varyasyon ile gövde formundaki varyasyonun nasıl değiştiğinin araştırılmasıdır. Ancak bu yöntemde, ağaçlar arasındaki yüksek parametre değişkenliği ile ağaç gövde formundaki değişkenliğin ilişkili olmayabileceği görüşü nedeniyle önerilmemektedir. Üçüncüsü ise; sabit ve tesadüfi etkili farklı parametre kombinasyonlarını deneyerek, en başarılı olan kombinasyonu seçmek şeklindedir (Arias-Rodil vd., 2015b). En başarılı kombinasyona karar vermek için Akaike'nin Bilgi Kriteri (AIC, Akaike, 1974) ve Schwarz'ın Bilgi Kriteri (BIC, Schwarz, 1978) sıklıkla kullanılmaktadır.

$$AIC = -2 \ln(L) + 2\lambda \quad (5)$$

$$BIC = -2 \ln(L) + \lambda \ln(n) \quad (6)$$

Burada, L = Maksimum likelihood fonksiyonu ve λ = efektif parametre sayısını ki bu değer sabit etkili parametre sayısı eklenerek hesaplanmaktadır. AIC ve BIC farklı modellerin güvenilirliğinin karşılaştırılmasında yaygın olarak kullanılan birer ölçüt değeridir. AIC ve BIC ölçütlerine göre, en küçük değerlere sahip kombinasyon en başarılı kombinasyon olarak kabul edilmiştir.

Diğer yandan, daha önce açıklandığı gibi, gövde çapı modeli geliştirmek amacıyla kullanılan veriler bir ağaç gövdesi boyunca ardışık olarak ölçülen çap değerlerinden elde edildiği için, aynı ağaçtan ölçülen gözlemler arasında bir korelasyonun olması beklenmektedir. Bazı çalışmalarda, biçimlendirilmemiş varyans-kovaryans matrisi ile tesadüfi etkili modellerin ağaç içi korelasyon üstesinden gelinmesine yeterli olmasına karşın (Yang vd., 2009; Sharma ve Parton, 2009), diğer bazı çalışmalar ise, bunun sadece tesadüfi etkili parametreler ile mümkün olamayacağını göstermiştir (Trincado ve Burkhart, 2006; Garber ve Maguire, 2003; Arias-Rodil vd., 2015a; Gomez-Garcia vd., 2013; Gomez-Garcia vd., 2016). Bu çalışmada ölçümler sabit bir aralıkla yapıldığı için aynı ağaçtaki hatalar arasındaki otokorelasyonun tamamen uzaklaştırabilmesi için birinci derece otoregresif varyans yapısı (AR(1)) kullanılmıştır. Bu varyans yapısı hataların ilişkili olduğu varsayımı ile bir bireye ait hata terimi (R_k) için varyans-kovaryans matrisini $\sigma^2 \Gamma_k(\rho)$ şeklinde modellemektedir. Burada σ^2 hata varyansını ve $\Gamma_k(\rho)$; k . birey üzendeki ölçümler arasındaki korelasyonun şeklini

tanımlayan $(n_k \times n_k)$ boyutundaki matrisi ifade etmektedir. AR(1), k_i . birey için kovaryans yapısını $\rho^{|k_i-k_i|}$ şeklinde varsaymaktadır.

2.2.3. Parametre tahminleri

Tesadüfi etkiler (u_t) vektörün varyans-kovaryans parametreleri ile sabit parametreler (β) vektörü, R istatistik yazılımının (R Core Team, 2013) NLME paketindeki NLME fonksiyonu ile tahmin edilmiştir. Bu yöntemle elde edilen sonuçlar, temel modelin tesadüfi etkilerinin Taylor serisinin birinci derece açılımıyla sağlanmaktadır. NLME paketindeki açılım/genişletme yöntemi, Lindstorm ve Bates (1990) tarafından önerilen birinci derece koşullu olasılık tahmini (FOCE) olarak adlandırılmakta olup, doğrusallaştırma, hesaplanan en hatasız doğrusal tahminlerin (EBLUP) tesadüfi parametreler olarak kabul edilmesi ile sağlanmaktadır (Yang ve Huang, 2013). Yeni bir ağacın bireye özgü tahminleri sırasında FOCE yöntemini kullanmanın avantajlarından biri, temel modeldeki sabit etkili parametrelere tesadüfi etkili parametrelerin doğrudan eklenebilmesidir. Bu sayede temel model formu ve biyolojik nitelikler muhafaza edilebilmektedir (Yang ve Huang, 2013).

NLME fonksiyonu, maksimum olasılık (ML) ve kısıtlı maksimum olasılık (REML) şeklinde iki modelleme şeklinin kullanımına olanak sağlamaktadır. ML karşılaştırılabilir maksimum olasılık değerleri (AIC ve BIC istatistikleri) ürettiği için alternatif model formlarının karşılaştırılması amacıyla kullanılmış, RMEL ise, ekstra çap değerleri ile kalibrasyon alternatiflerinin testinden sonra modelin son parametrelerinin tahmin edilmesi amacıyla kullanılmıştır. OLS ile parametre tahminleri için de R'nin *nls* fonksiyonu kullanılmıştır.

2.2.4. Karışık etkili modelin kalibrasyonu

Yeni bir bireyin (kalibrasyon) tesadüfi etkili parametrelerinin tahmini bir veya daha fazla ekstra çap ölçümünü gerektirmektedir. Karışık etkili modeldeki sabit etkili parametreler, k . yeni birey için gövdenin değişik noktalarındaki çap değerlerinin ortalama yanıtlar ya da toplama özgü sonuçlar olarak tahmin edilmesi için kullanılmaktadır. Bu ortalama yanıtlar tesadüfi etkiler vektörü için beklenen değerler sıfır olduğu düşünülerek ($b_k = 0$) elde edilmektedir. Bu durum aşağıdaki gibi formüle edilebilmektedir.

$$\hat{d}_k = f(x_k, \hat{\beta}, 0) \quad (7)$$

Diğer yandan, gövdenin farklı noktalarında bir veya daha fazla çap ölçümü mevcut ise karışık etkili model kalibre edilebilmektedir. Yani, k . yeni bir birey için tesadüfi etkiler tahmin edilebilir. Tesadüfi etkili parametre tahmini b_k 'nin uygun Bayesian tahmincisi ile yapılabilmektedir (Vonesh ve Chinchilli, 1997).

$$\hat{b}_k \cong \hat{D}\hat{Z}_k' [\hat{Z}_k \hat{D}\hat{Z}_k' + \hat{R}_k]^{-1} \hat{e}_{ki} \quad (8)$$

Burada, \hat{D} , tesadüfi etkili parametreler için tahmin edilen varyans-kovaryans matrisini; \hat{R}_k , hata terimi için tahmin edilen varyans-kovaryans matrisini, \hat{e}_{ki} , ortalama yanıtlar ile elde edilen çap tahmin hatasını ve \hat{Z}_k ise tesadüfi parametrelerle ilgili olarak kısmi türev matrisini ifade etmektedir. \hat{e}_{ki} ve \hat{Z}_k 'nin formülleri aşağıda sırasıyla verilmiştir.

$$\hat{e}_k = b_k - f(x_k, \beta, b_k) \quad (9)$$

$$\hat{Z}_k = \left. \frac{\partial f(x_k, \beta, b_k)}{\partial \beta^T} \right|_{\hat{\beta}, \hat{b}} \quad (10)$$

Formül (4) ve (5) yardımı ile b_i 'nin Bayesian tahmincisi aşağıdaki gibi yazılabilmektedir.

$$\hat{b}_k \cong \hat{D}\hat{Z}_k' [\hat{Z}_k \hat{D}\hat{Z}_k' + \hat{R}_k]^{-1} [d_k - f(x_k, \hat{\beta}, \hat{b}_k) + Z_k \hat{b}_k] \quad (11)$$

\hat{b}_k denklem (12)'nin her iki tarafında da bulunduğu için yinelemeli olarak çözülmesi gerekmektedir (Lindstrom ve Bates, 1990). \hat{b}_k tahmin edildiğinde, k . ağaç için \hat{d}_k çaplarının tahmin edilen vektörü (kalibre edilmiş tahmin vektörü) FOCE metodu için aşağıdaki gibi yazılabilmektedir.

$$\hat{d}_k = f(x_k, \hat{\beta}, \hat{b}_k) \quad (12)$$

Her yeni birey için tesadüfi etkiler tahmin edildiği zaman kalibre edilmiş model kullanılarak herhangi bir yükseklikteki çap değeri tahmin edilebilmektedir (Vonesh ve Chinchilli, 1997).

Bu çalışmada, açıklanan kalibrasyon aşamaları kullanılarak kalibrasyon işlemleri tek ekstra çap değeri kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Çünkü, Trincado ve Burkhart (2006), Lejeune vd., (2009), Yang vd., (2009a) ve Özçelik ve Yaşar (2015) tarafından yapılan çalışmalarda tek ekstra çap ölçümü ile daha fazla çap ölçümü arasında kalibrasyon açısından önemli farklılıkların ortaya çıkmadığı görülmüştür. Çalışmada kalibrasyon işleminin değerlendirilmesinde, Yang vd. (2009a) tarafından da kullanılan aşağıdaki ölçüt değerleri kullanılmıştır (Cochran, 1963).

$$\bar{e} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} (y_k - \hat{y}_k)}{n} \quad (13)$$

$$\% \bar{e} = 100 \times \frac{\bar{e}}{\bar{y}} \quad (14)$$

$$MSE_k = \bar{e}_k^2 + s^2 \quad (15)$$

Burada; y_k ve \hat{y}_k k . gözlem için ölçülmüş ve kalibre edilmiş kabuklu çapları ($k=1, 2, \dots, n$), n toplam gözlem sayısını, \bar{y} , ölçülen değerlerin ortalamasını, \bar{e} , ortalama tahmin hatasını, $\% \bar{e}$, ortalama değerlerin yüzdesi olarak ortalama tahmin hatasını, s^2 , tahmin hatasının varyansını ve MSE tahminlerin hata kareler ortalamasını ifade etmektedir.

3. Bulgular

Çalışmada, Max ve Burkhart (1976) modelinde hangi parametrelerinin karışık etkili hangi parametrelerin ise sabit etkili olması gerektiğine karar verebilmek için, bir ve iki parametresi karışık etkili farklı parametre kombinasyonları test edilmiştir. Bu kapsamda 21 adet farklı model stratejisi (6 adet bir parametresi karışık etkili ve 15 adet iki parametresi karışık etkili model) ortaya çıkmaktadır. Ancak test edilen 21 farklı stratejiden sadece 12 tanesinin ve sabit etkili modelin parametreleri %5 seviyesinde önemli bulunmuştur. Diğer alternatiflerin parametreleri ise %5 seviyesinde önemli değildir. Bu önemsiz parametreler modelden uzaklaştırıp modeller yeniden çözüldüğünde de elde edilen sonuçlar kalan 12 kombinasyondan hala daha kötüdür. 12 adet tesadüfi etkili parametre kombinasyonuna ilişkin AIC ve BIC değerleri Çizelge 2’de verilmiştir.

Çizelge 2’de görüldüğü gibi, ölçüt değerleri bakımından en uygun tesadüfi etkili parametre kombinasyonu β_1 ve β_4 ’dür. Çalışmada, tüm tesadüfi etkili kombinasyonların sabit etkili modele göre daha başarılı olduğu görülmektedir. Elde edilen bu sonuçlar, diğer çalışmaların sonuçları ile de uyumludur (Trincado ve Burkhart, 2006; Yang vd., 2009b; Gomez-Garcia vd., 2013; Arias-Rodil vd., 2015a; Gomez-Garcia vd., 2016). Modeldeki tesadüfi etkili parametre sayısının artması AIC ve BIC değerlerinde azalmaya neden olmaktadır. En iyi tesadüfi etkili parametre kombinasyonuna sahip olan modelin hata kareler ortalaması (MSE) değeri 3.418 cm^2 iken sadece sabit etkili parametrelere sahip modelin MSE değeri 3.393 cm^2 olarak bulunmuştur. Çizelge 2’de verilen 12 farklı kombinasyona ilişkin modellerin MSE değerleri $3.387\text{-}3.418 \text{ cm}^2$ arasında değişmektedir.

Ancak, karışık etkili gövde çapı modellerinin geliştirilmesinde dikkat edilmesi gereken diğer bir önemli konu da, en iyi tesadüfi etkili parametre kombinasyonu her

zaman en iyi kalibrasyon alternatifi midir? Bu nedenle pratik açıdan karışık etkili model seçiminde kalibrasyon önemli bir kriter olarak değerlendirilmelidir. Çizelge 2’deki 12 farklı tesadüfi parametre kombinasyonu, gövde üzerindeki farklı noktalardaki ekstra bir çap ölçümü için kalibrasyon testine de tutulmuştur. Şekil 2’de bu modellerin ağaç boyunun farklı nisbi yükseklikleri için çap ve hacim tahminlerinin kalibrasyon sonuçlarına ilişkin hata kareler ortalaması (MSE) değişimleri verilmiştir. Şekil 2’den de görüldüğü gibi, Çizelge 2’deki bazı bir veya iki tesadüfi etkili parametre kombinasyonları daha iyi gibi görünüyor olsa da bu modeller için elde edilen kalibrasyon sonuçları farklı olmuştur. Örneğin en başarılı tesadüfi etkili parametre kombinasyonuna sahip model ağaç boyunun %90’ından sonraki çap değerleri için yapılacak kalibrasyonlar için en başarısız gözükmektedir. Bu durum hem çap hem de hacim tahminleri için elde edilen ortalama hata değerlerinde daha net bir şekilde görünmektedir. Toplam boyun %20 lik kısmında en başarılı kombinasyon en başarısız sonuçları üretmiştir. Gomez-Garcia vd. (2013) tarafından da belirtildiği gibi, en iyi tesadüfi parametre kombinasyonu her zaman en iyi kalibrasyon sonuçlarının elde edilmesi için yeterli olamamaktadır. Genel olarak farklı bir ve iki parametresi karışık etkili modeller arasında kalibrasyon için önemli farklılıklar ortaya çıkmamış ve modeller benzer bir trend göstermiştir.

Ancak tüm karışık etkili modeller, sabit etkili modele göre MSE değerleri bakımından hem çap hem de hacim tahminleri için toplam boyun yerden %10’undan sonra daha başarılı kalibrasyon sonuçları üretmiştir. En başarılı kombinasyon olan $\beta_1 - \beta_4$ nisbi boyun %20-90 arasındaki kısımlarında diğer modellere göre açık bir üstünlük göstermiştir. Ancak en başarılı kalibrasyon sonucu hem çap hem de hacim için toplam ağaç boyunun %60’lık kısmında elde edilmiştir. Değişik araştırmacılar tarafından yapılan çalışmalarda da kalibrasyon için en uygun çap ölçüm yerinin ağaç boyunun yarısında olduğu bulunmuştur. Örneğin Kozak (1988), western red cedar (*Thuja plicata* Donn ex D. Don) ve Douglas fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco) için ve Cao (2009) loblolly pine (*Pinus taeda* L.) plantasyonları için ekstra çapı ağaç boyunun %50 sinde ölçülmesi gerektiğini bulmuştur. Sabatia ve Burkhart (2014) ise bu çapın ağaç boyunun %60’lık kısmından ölçülmesini önermiştir.

Çizelge 2. Max ve Burkhart (1976) modeli için tesadüfi değişken kombinasyonları

Tesadüfi Değişkenler	AIC	BIC	AIC _f	BIC _f	%AIC azalma	%BIC azalma
$\beta_1 \beta_4$	6361.443	6422.290	0	0	3.7	3.4
$\beta_2 \beta_4$	6373.839	6434.686	12.396	12.396	3.5	3.2
β_1	6376.614	6426.398	15.171	4.108	3.4	3.3
β_2	6376.624	6426.408	15.181	4.118	3.4	3.3
$\beta_1 \beta_2$	6377.931	6438.778	16.488	16.488	3.4	3.1
β_4	6379.570	6429.354	18.127	7.064	3.4	3.3
β_3	6379.571	6429.355	18.128	7.065	3.4	3.3
α_2	6379.678	6429.462	18.235	7.172	3.4	3.3
$\beta_1 \alpha_2$	6379.954	6440.802	18.511	18.512	3.4	3.1
$\beta_2 \alpha_2$	6380.677	6441.524	19.234	19.234	3.4	3.1
$\beta_3 \alpha_2$	6383.571	6444.418	22.128	22.128	3.3	3.1
$\beta_3 \beta_4$	6383.571	6444.418	22.128	22.128	3.3	3.1
OLS	6603.865	6648.117	242.422	225.827	-	-

Ölçüt değerleri otokorelasyon parametresi eklenmeden hesaplanmıştır, AIC, Akaike’nin bilgi kriterini ve BIC, Bayesian bilgi kriterini ifade etmekte, AIC_f ve BIC_f değerleri tesadüfi etkili modellerin AIC ve BIC değerlerinden OLS’nin AIC ve BIC değerleri çıkarılarak elde edilmiştir.

Arias-Rodil vd. (2015a) ise bu çap değerinin ağaç boyunun %50'sinden ölçülmesinin daha doğru kalibrasyon sonucu elde edilmesine yardımcı olacağını ifade etmiştir. Arias-Rodil vd., (2015b) ise, Kuzeybatı İspanya'daki maritim pine için bu ölçüm değerinin ağaç boyunun %40-60 arasında olmasını önermiştir. Şekil 2 incelendiğinde özellikle dip kısma ve uç kısma yakın kalibrasyon alternatifleri için karışık etkili modeller, sabit etkili modele göre daha başarısız olmuştur. Bu nedenle Arias-Rodil vd. (2015b) tarafından da belirtildiği gibi, ağaç gövdesinin bu bölümleri ağaç gövdesindeki varyasyonun açıklanması için uygun değildir.

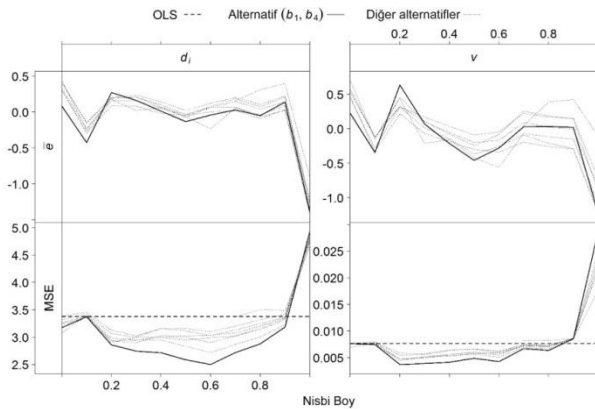
Elde edilen bu kalibrasyon sonuçları da dikkate alınarak en uygun karışık etkili model formu aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\frac{d^2}{D^2} = (b_1 + u_1)(Z - 1) + b_2(Z^2 - 1) + b_3(a_1 - Z)^2 I_1 + (b_4 + u_4)(a_2 - Z)^2 I_2 \quad (16)$$

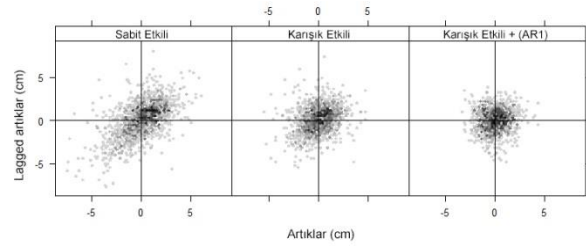
Burada; u_1 ve u_4 tesadüfi etkili parametreleri ifade etmektedir. Modelde kullanılan diğer değişkenler önceki bölümlerde açıklanmıştır.

Daha önce değinildiği gibi gövde çapı modeli geliştirilirken karşılaşılan en önemli problemlerden birisi otokorelasyon problemi. Şekil 3'de sabit etkili, karışık etkili ve birinci derece otoregresif hata yapısı eklenmiş karışık etkili modelin hata dağılımları verilmiştir. Hataların lagged hatalara göre dağılımı incelendiğinde; sabit etkili modelin güçlü bir otokorelasyon problemi içerdiği görülmektedir. Karışık etkili model için bir değerlendirme yapılacak olursa, Çizelge 2'deki tüm kombinasyonlar için karışık etkili modeller otokorelasyon problemi göstermiştir. Aşağıda Şekil 3'de ortadaki şekilde en başarılı kombinasyon ($\beta_1 - \beta_4$) için hata otokorelasyonu probleminin varlığı görülmektedir. Ancak, Şekil 3'de en sağdaki şekil incelendiğinde karışık etkili modele birinci derece otoregresif hata yapısı (AR(1)) eklendiğinde otokorelasyon probleminin ortadan kalktığı görülmektedir.

Çizelge 3'de karışık etkili model için sabit etkili parametre tahminleri, korelasyon parametresi ve varyans bileşenleri ile en küçük kareler yöntemi (OLS) ile elde edilen parametre tahminleri verilmiştir.



Şekil 2. Max ve Burkhart (1976) için bir ve iki karışık etkili parametre kombinasyonları kullanılarak çap (d) ve hacim (v) tahminleri için elde edilen MSE değerlerinin nisbi kalibrasyon boyları için değişimi.



Şekil 3. OLS ile sabit etkili model, $\beta_1 - \beta_4$ için tesadüfi etkileri içeren karışık etkili model ve AR(1)+Karışık etkili model için çap tahminlerinde lagged artıklar ve ham artıklar arasındaki korelasyon. Gri bulut noktaların yoğunluğunu göstermektedir. Tahmin edilen sabit etkili parametreler ve tesadüfi etkili parametrelerin varyans bileşenleri denklem (16) için Çizelge 3'de verilmiştir.

Çizelge 3. REML ile karışık etkili model ve OLS ile sabit etkili model için parametre tahminleri

Parametreler	Parametre Tahminleri	
	OLS	Mixed Model
β_1	-3.3477	-3.3022
β_2	1.6357	1.6023
β_3	26.0169	30.2742
β_4	-1.4523	-1.3550
α_1	0.1146	0.1053
α_2	0.6827	0.6861
Varyans Bileşenleri		
$Var(u_1)$	-	0.00752
$Var(u_2)$	-	0.04911
$Cov(u_1, u_2)$	-	0.01578
σ^2	-	0.6066

4. Sonuçlar ve öneriler

Ardahan-Posof Yöresi saf ve doğal doğu ladini meşcereleri için Max ve Burkhart (1976) tarafından geliştirilen model temel alınarak, karışık etkili doğrusal olmayan gövde çapı modeli geliştirilmiştir. Bu amaçla, her birey için bireye özel ve topluma özel sonuçlar elde edilmiştir. Topluma özel yanıtlar sabit etkili parametreler yardımıyla, bireye özel yanıtlar ise bazı sabit etkili parametrelere tesadüfi etkili parametreler eklenerek elde edilmiştir. Yeni bir birey için tahmin yapılması gerektiğinde kalibre edilmiş yanıtları elde edebilmek için uygun Bayesian tahmincisi kullanılarak tesadüfi etkili parametreler tahmin edilmiştir. Bu çalışmanın sonuçları değerlendirildiğinde kalibrasyon işlemi sonucunda model tahminlerinin düzeldiği görülmüştür. Çalışmada kalibrasyon işlemi için ekstra çap ölçümünün toplam ağaç boyunun %40-80 arasında seçilmesi durumunda gövde çapı ve buna bağlı hacim tahminlerinin çok daha başarılı bir şekilde yapılabileceği görülmüştür. Yine bu çalışma sonuçlarına göre kalibrasyon için ekstra çap ölçümlerinin gövdenin dibe ve uca yakın kısımlarından alınmaması da önerilebilir.

Bir ve iki parametresi tesadüfi etkili parametrelerle genişletilen toplam 21 karışık etkili modelin neredeyse yarısı (dokuz adet) istatistiksel olarak önemsiz parametreler içermiştir. Modelin hataları arasındaki otokorelasyon karışık etkili model yaklaşımı ile kısmen uzaklaştırılmış, fakat otoregresif hata yapısı AR(1) ile otokorelasyon problemi tamamen ortadan kaldırılmıştır.

Bu çalışmanın sonuçları dikkate alındığında, pratik ormancılık çalışmalarında kalibre edilmiş karışık etkili modellerin kullanılmasını önerilebilir. Kalibrasyon karışık etkili model seçiminde mutlaka göz önünde bulundurulmalıdır. Karışık etkili parametrelerin seçiminde sadece ölçüt değerleri değil aynı zamanda ekstra çap ölçümleri kullanılarak elde edilen kalibrasyon sonuçları da dikkate alınmalıdır. Bu çalışmada önerilen metodoloji diğer türler ve farklı gövde çapı modelleri ile de denenerek sonuçların karşılaştırılması yararlı olacaktır.

Teşekkür

Bu çalışmada kullanılan veriler, SDÜ Bilimsel Araştırma Projeleri Koordinasyon Birimi tarafından desteklenmekte olan BAP-4512-YL1-15 no'lu "Ardahan-Posof Yöresi Ladin (*Picea orientalis* L.) Meşcereleri İçin Gövde Çapı Modelinin Karışık Etkili Modelleme Tekniği Kullanılarak Geliştirilmesi" isimli proje çalışmasında elde edilmiş. Manuel Ariel-Rodil bu çalışma için İspanya Hükümeti Eğitim Bakanlığında akademik personel eğitim bursu desteği almıştır (AP2012-5337).

Kaynaklar

Akaike, H., 1974. A new look at the statistical model identification. IEEE transactions on automatic control, 19(6): 716-723.

Arias-Rodil, M., Diéguez-Aranda, U., Rodríguez Puerta, F., López-Sánchez, C.A., Canga Libano, E., Cámara Obregón, A., Castedo-Dorado, F., 2015a. Modelling and localizing a stem taper function for *Pinus radiata* in Spain. Canadian Journal of Forest Research, 45(6): 647-658.

Arias-Rodil, M., Castedo-Dorado, F., Cámara-Obregon, A., Diéguez-Aranda, U., 2015b. Fitting and Calibrating a Multilevel Mixed-Effects Stem Taper Model for Maritime Pine in NW Spain. PLoS One, 10(12): e0143521.

Bueno-López, S.W., Bevilacqua, E., 2012. Nonlinear mixed model approaches to estimating merchantable bole volume for *Pinus occidentalis*. Biogeosciences and Forestry, 5: 247-254.

Calama, R., Montero, G., 2004. Multilevel linear mixed model for tree diameter increment in Stone Pine (*Pinus pinea*): A calibrating approach. Silva Fennica, 39(1): 37-54.

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., 2011. Calibrating fixed- and mixed-effects taper equations. Forest Ecology and Management, 262: 671-673.

Castedo-Dorado, F., Gómez-García, E., Diéguez-Aranda, U., Barrio-Anta, M., Crecente-Campo, F., 2012. Aboveground stand-level biomass estimation: A comparison of two methods for major forest species in northwest Spain. Annals of Forest Science, 69: 735-746.

Clark, III A., Souter, R.A., Schlaegel, B.E., 1991. Stem profile equations for southern tree species. United States Department of Agriculture Forest Service Research Paper, SE-282.

Cochran, W.G., 2007. Sampling Techniques. John Wiley & Sons.

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: 29-40.

Crecente-Campo, F., Rojo Alboreca, A., Diéguez-Aranda, U., 2009. A Merchantable volume system for *Pinus sylvestris* L. in the major mountain ranges of Spain. Annals of Forest Science, 66-808.

de-Miguel, S., Mehtätalo, 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: 1383-1394.

Diéguez-Aranda, U., Castedo-Dorado, F., Álvarez-González, J.G., Rojo, A., 2006. Compatible taper function for Scots Pine plantations in Northwestern Spain. Canadian Journal of Forest, 36(5): 1190-1205.

Ercanlı, İ., Kurt, A.K., Bolat, F., 2014. Adana-Feke kızılçam (*Pinus brutia* Ten.) meşcereleri için gövde çapı ve gövde hacim denklemlerinin karışık etkili modelleme ile geliştirilmesinde bazı varyans yapılarının karşılaştırılması. II. Ulusal Akdeniz Orman ve Çevre Sempozyumu, Bildiriler Kitabı, Isparta, 585-591.

Fang, Z., Borders, B.E., Bailey, R.L., 2000. Compatible volume taper models for loblolly and slash pine based on system with segmented-stem form factors. Forest Science, 46: 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: 287-300.

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: 507-507.

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.

Gómez-García, E., Crecente-Campo, F., Barrio-Anta, M., Diéguez-Aranda, U., 2015. A disaggregated dynamic model for predicting volume, biomass and carbon stocks in even-aged pedunculate oak stands in Galicia (NW Spain). European Journal of Forest research, 134: 569-583.

Gómez-García, E., Diéguez-Aranda, U., Özcelik, R., Sal-Cando, M., Castedo-Dorado, F., Crecente-Campo, F., Corral-Rivas, J.J., Arias-Rodil, M., 2016. Desarrollo de una función de perfil mediante modelos mixtos para *Pinus sylvestris* en Turquía: selección de parámetros fijos a expandir. Bosque, 37(1): 159-167.

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: 257-271.

Jiang, L., Brooks, J.R., Wang, J., 2005. Compatible taper and volume equations for yellow-poplar in West Virginia. Forest Ecology and Management, 213: 399-409.

- 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 Research*, 22: 163-170.
- Kozak, A. 1988. A variable exponent taper equation. *Canadian Journal of Forest Research*, 18: 1363-1368.
- Kozak, A., 2004. My last words on taper equations. *Forestry Chronicle*, 80: 507-515.
- Leites, L., Robinson, A., 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: 505-513.
- Li, R., Weiskittel, A.R., 2010. 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: 219-233.
- Lindstrom, M.J., Bates, D.M., 1990. Nonlinear mixed effects models for repeated measures data. *Biometrics*, 46: 673-687.
- Max, T.A., Burkhart, H.E., 1976. Segmented polynomial regression applied to taper equations. *Forest Science*, 22: 283-289.
- Meng, S.X., Huang, S., Vanderschaaf, C.L., Yang, Y., Trincado, G., 2011. Accounting for serial correlation and its impact on forecasting ability of a fixed and mixed-effects basal area model: a case study. *European Journal of Forest Research*, 131(3): 541-552.
- Newnham, R.M., 1988. A Variable form Taper Function. Information Report PI-X-83. Forestry, 33p. Canada.
- Newnham, R.M., 1992. A variable-form taper function for four Alberta tree species. *Canadian Journal of Forest Research*, 22: 210-223.
- Özcelik, R., Brooks, J.R., Jiang, L., 2011. Modeling stem profile of Lebanon cedar, Brutian pine, and Cilicica fir in Southern Turkey using nonlinear mixed-effects models. *European Journal of Forest Research*, 130: 613-621.
- Özcelik, R., Karatepe, Y., Gürlevik, N., Canellas, I., Crecente-Campo, F. 2016. Development of ecoregion-based merchantable volume systems for *Pinus brutia* Ten. and *Pinus nigra* Arnold. in Southern Turkey. *J For Res.* 27: 101-117.
- Özcelik, R., Crecente-Campo, F., 2016. Stem taper equations for estimating merchantable volume of Lebanon cedar trees in the Taurus Mountains, Southern Turkey. *Forest Science*, 62: 78-91.
- Özcelik, R., Yaşar, Ü., 2015. Sinop Yöresi Uludağ Göknarı (*Abies nordmanniana* (Stev.) subsp. *bornmülleriana* (Mattf.)) meşcereleri için gövde çapı modelinin karışık etkili modelleme tekniği ile geliştirilmesi. *Turkish Journal of Forestry | Türkiye Ormancılık Dergisi*, 16: 86-95.
- Pinheiro, J.C., Bates, D.M., 2000. *Mixed Effects Models in S and S-plus*. Springer, Heidelberg, 528p.
- R Core Team, 2013. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Available from <http://www.r-project.org/> (28 Mart 2017).
- Rojo, A., Perales, X., Sánchez-Rodríguez, F., Álvarez-González, J.G., Gadow, K., 2005. Stem taper functions for maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Galicia (Northwestern Spain). *European Journal of Forest Research*, 124: 177-186.
- 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.
- Schröder, T.A., Healey, S.P., Moisen, G.G., Frescino, T.S., Cohen, W.B., Huang, C., Kennedy, R.E., Yang, Z., 2014. Improving estimates of forest disturbance by combining observations from landsat time series with U.S. Forest Service Forest Inventory and Analysis data. *Remote Sensing of Environment*, 154(1): 61-73.
- Schwarz, G.E., 1978. Estimating the dimension of a model. *Ann. Stat.*, 6(2): 461-46., doi:10.1214/aos/1176344136.
- Şenyurt, M., Ercanlı, İ., Saraçoğlu, Ö., 2014. Batı Karadeniz yöresi sarıçam meşcereleri için uyumlu gövde çapı ve gövde hacim denklemlerinin karışık etkili modelleme ile geliştirilmesi. II. Ulusal Akdeniz Orman ve Çevre Sempozyumu, Antalya, Bildiriler Kitabı, s.601-607.
- Sharma, M., Parton, J., 2009. Modeling stand density effects on taper for jack pine black spruce plantations using dimensional analysis. *Forest Science*, 55(3): 268-282.
- Trincado, G., Burkhart, H.E., 2006. A generalized approach for modeling and localizing stem profile curve. *Forest Science*, 52: 670-682.
- Valentine, H.T., Gregorie, T.G., 2001. A switching model of bole taper. *Canadian Journal of Forest Research*, 31(8):1400-1409.
- Vonesh, E.F., Chinchilli, V.M., 1997. *Linear and Nonlinear Models for the Analysis of Repeated Measurements*, Marcel Dekker, New York.
- Yang, Y., Huang, S., Trincado, G., Meng, S.X., 2009a. Nonlinear mixed effects modelling of variable exponent taper equations for Lodgepole pine in Alberta, Canada. *European Journal of Forest Research*, 128: 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.
- Yang, Y., Huang, S., 2013. On the statistical and biological behaviors of nonlinear mixed forest models. *European Journal of Forest Research*, 132(5-6): 727-736. doi:10.1007/s10342-013-0705-2.