

ISSN 0535 - 8418

SERİ		CİLT		SAYI		
SERIES		VOLUME		NUMBER		
SERIE	A	BAND	46	HEFT	2	1996
SÉRIE		TOME		FASCICULE		

İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
ORMAN FAKÜLTESİ
D E R G İ S İ

REVIEW OF THE FACULTY OF FORESTRY,
UNIVERSITY OF ISTANBUL
ZEITSCHRIFT DER FORSTLICHEN FAKULTÄT
DER UNIVERSITÄT ISTANBUL
REVUE DE LA FACULTÉ FORESTIÈRE
DE L'UNIVERSITÉ D'ISTANBUL



AYNI YAŞLI DOĞU KAYINI (*Fagus orientalis Lipsky.*) MEŞÇERELERİNDE ÇAP DAĞILIMININ BONİTET VE YAŞ'A GÖRE DEĞİŞİMİ

Ar. Gör. Serdar CARUS¹⁾

Kısa Özet

Bu çalışmada, Türkiye'deki Batı Karadeniz yöresi aynı yaşlı Doğu Kayını (*Fagus orientalis Lipsky.*) müdahale görmemiş meşcerelerinde ağaçların çap basamaklarına dağılımlarının bonitet ve yaş'a göre değişiminin incelenmesi amaç edinilmiştir. Meşceredeki ağaçların çap basamaklarına dağılımının incelenmesinde dört değişik istatistik dağılımı esas alan modeller kullanılmıştır. Bunlar sırasıyla Gamma, Beta, Weibull ve Normal dağılım modelleridir. Bu modellerin kurulduktan sonra uygunluklarının denetlenmesinde 1994-1996 yıllarında alınan 116 adet örnek alandan faydalanılmıştır. Her dağılım modeli için lineer (doğrusal) bir model kurulmuş ve model katsayıları çoğul regresyon analizleriyle saptanmıştır. Bununla birlikte, regresyon modelinin çoğul korelasyon katsayısı, standart hata ve verilere uygunluğunun denetlenmesi için F test değeri de hesaplanmıştır. Daha sonra modellerin verdikleri dengelenmiş değerlerle, gerçek değerler grafiksel olarak karşılaştırılmıştır. Gamma dağılımını esas alan model diğerlerine göre daha uygun bulunmuştur. Bu modele göre meşceredeki ağaçların çap basamaklarına dağılımını % 65.9 oranında yaş ve bonitet etkilemektedir.

1. GİRİŞ

Orman kaynaklarımızdan ekonomik, sürekli ve verimli bir şekilde faydalanabilmek için, meşçere hacim ve hacim elemanlarını gerçeğe en yakın ölçüde tahmin etmemiz gerekmektedir. Ayrıca ormanlara yapılan müdahalelerin zamanı, sıklığı ve ekonomik açıdan uygunluğunun belirlenebilmesi için meşceredeki bireylerin çap basamaklarına dağılımının etkileyen faktörlerin bilinmesi gereklidir. Bu yüzden çap dağılımları üzerine yakın yıllara kadar birçok araştırma yapılmış ve halen çalışmalar devam etmektedir. Bunlara örnekler verecek olursak, Nelson *Pinus teada* L.'da Gamma dağılımını (1964), Reinker ve Bliss *Pseudotsuga menziesii*'de Lognormal dağılımını (1964), Bailey ve Dell *Picea abies*'de Weibull dağılımını (1973), Schreuder et al. *Pinus elliot-*

1) İ.Ü. Orman Fakültesi Orman Hasılatı ve Biyometri Anabilim Dalı

rii'de Weibull dağılımını (1979) ve Maltoma et al. Beta ve Weibull dağılımlarını *Pinus sylvestris* ve *Picea abies* meşcerelerine uygulamışlardır (1995).

Bu çalışmada önce dağılım modellerinin elde edilmesi ve daha sonra regresyon katsayılarının hesaplanması. LOETSCH et al. (1973)'in Beta dağılımına uyguladığı dönüşüm ve hesap biçimi ile gösterilmesi amaçlanmıştır. Çalışmada Beta dağılımı yanısıra Normal, Gamma ve Weibull dağılımların'dan türetilen modeller bilgisayarda veri kütükleri yardımıyla incelenmiştir (SPSS For Windows Ver. 5.0.1).

2. MATERYAL VE METOD

Bu çalışmada Batı Karadeniz yöresi müdahale görmemiş, Doğu Kayını (*Fagus orientalis* Lipsky.) meşcerelerinden 1994-1996 yılları arasında ölçülen 116 adet geçici örnek alan verilerinden yararlanılmıştır. Her örnek alanını bonitet derecesi (oransal $0.0 \leq \text{BOD} < 1.0$; SARAÇOĞLU 1988) ve kütük yaşı tespit edilmiştir. Her örnek alanda 6 cm basamak ortası değerden başlayarak 4 cm'lik basamaklar halinde her basamağın frekans değeri bulunmuştur. Örnek alandaki frekanslar hektara dönüştürülmüştür. Sonuçta her örnek alanda her çap basamağına ait dörtlü veri grupları frekans, çap basamağı orta değeri, örnek alanın yaşı ve örnek alanın bonitet derecesi halinde bilgisayarda veri kütüklerine işlenmiştir. Bu değerler yardımıyla çoğul regresyon analizleri yapılmıştır.

Beta dağılımı modeli için $n_{ij} = k (d_{ij} - d_{min})^\alpha (d_{max} - d_{ij})^\beta$ modeli esas alınmıştır (LOETSCH et al. 1973). Kullanılan simgelerin karşılıkları aşağıya çıkarılmıştır.

n_{ij} = i'inci örnek alanda j çap kademesindeki frekans (ad/ha),

k, α , β = katsayılar,

d_{ij} = i'inci örnek alanda j çap kademesi orta değeri = 6, 10, ..., 86 cm,

d_{max} = Örnek alanlardaki en büyük çap = 88 cm,

d_{min} = Örnek alanlardaki en küçük çap = 4 cm.

Beta fonksiyonuna logaritma uygulanırsa $\ln n_{ij} = \ln k + \alpha * \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta * \ln (d_{max} - d_{ij})$ biçiminde bir eşitlik elde edilebilir. Aynı yaşlı meşcerelerde belirli bir yaş ve bonitet derecesinde ağaçların çap basamaklarına dağılımı çoğu zaman çarpık çan eğrisi biçimindedir. Bu çan eğrilerinin tepe noktaları, bonitet sabit kaldığında meşcere yaşına bağlı olarak ters J eğrisi üzerinde kaymaktadır (FIRAT 1972; PRODAN 1965; LOETSCH et al. 1973). Bu durum şöyle ifade edilebilir (SARAÇOĞLU 1988).

$$n_i = e^{a_0 + a_1 * \text{BOD} + (a_2 + a_3 * \text{BOD}) * t} \quad (e = \text{doğal logaritma tabanı} = 2.71828)$$

Modellerin oluşturulmasında yukarıdaki formül temel alınmıştır. Beta dağılım modelindeki katsayılar bonitet derecesi, yaş ve R ($d_{max} - d_{min}$)'ye bağlı olduğundan, model bu değişkenleri içeren doğrusal bir denklemle aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$\begin{aligned} \ln n_{ij} = & \beta_0 + \beta_1 * \text{BOD} + \beta_2 * t + \beta_3 * \text{BOD} * t + \beta_4 * \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_5 * \text{BOD} * \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_6 * \\ & t * \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_7 * t * \text{BOD} * \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_8 * \ln (d_{max} - d_{ij}) + \beta_9 * \text{BOD} * \ln (d_{max} - d_{ij}) \\ & + \beta_{10} * t * \ln (d_{max} - d_{ij}) + \beta_{11} * \text{BOD} * t * \ln (d_{max} - d_{ij}) \end{aligned} \quad (1)$$

Burada;

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{11}$ = Katsayılar,

BOD = Örnek alanın bonitet derecesi ($0.0 = <BOD = < 1.0$),

t = Örnek alanın yaşı (yıl),

ln = e tabanında (doğal) logaritma ($e = 2.71828$),

Gamma dağılım modeli için $n_{ij} = a * d_{ij}^b * e^{(c * d_{ij})}$ modeli esas alınmıştır (NELSON 1964). Buradan doğrusal forma dönüştürüp bonitet derecesi ve yaş'a göre türetirsek;

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * BOD + \beta_2 * t + \beta_3 * BOD * t + \beta_4 * d_{ij} + \beta_5 * BOD * \ln(d_{ij} - d_{min}) + \beta_6 * t * d_{ij} + \beta_7 * BOD * t * d_{ij} + \beta_8 * \ln d_{ij} + \beta_9 * BOD * \ln d_{ij} + \beta_{10} * t * \ln d_{ij} + \beta_{11} * BOD * t * \ln d_{ij} \quad (2)$$

Weibull dağılım modeli için $n_{ij} = k * d^{\alpha} e^{(\beta * d_{ij})^{\gamma}}$ fonksiyonu esas alınmıştır (SCHREUDER et al. 1979).

Bu modele yaş (t) ve bonitet derecesini (BOD) sokar, doğrusal modelini türetirsek;

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * BOD + \beta_2 * t + \beta_3 * BOD * t + \beta_4 \ln d_{ij} + \beta_5 * BOD * \ln d_{ij} + \beta_6 * t * \ln d_{ij} + \beta_7 * BOD * t * \ln d_{ij} + \beta_8 * d_{ij} + \beta_9 * BOD * \ln d_{ij} + \beta_{10} * t * d_{ij} + \beta_{11} * BOD * t * \ln d_{ij} + \beta_{12} * d_{ij}^2 + \beta_{13} * BOD * d_{ij}^2 + \beta_{14} * t * d_{ij}^2 + \beta_{15} * t * BOD * d_{ij}^2 + \beta_{16} * d_{ij}^3 + \beta_{17} * BOD * d_{ij}^3 + \beta_{18} * t * d_{ij}^3 + \beta_{19} * BOD * t * d_{ij}^3 \quad (3)$$

elde edilir.

Normal dağılım modeli içinde, $n_{ij} = e^{(a+b*d_{ij}+c*d_{ij}^2)}$ fonksiyonu esas alınmıştır. Logaritma dönüşümünü yapıp, bonitet derecesi ve yaş'a göre doğrusal modeli türetirsek;

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * BOD + \beta_2 * t + \beta_3 * BOD * t + \beta_4 * d_{ij} + \beta_5 * BOD * d_{ij} + \beta_6 * t * d_{ij} + \beta_7 * BOD * t * d_{ij} + \beta_8 * d_{ij}^2 + \beta_9 * BOD * d_{ij}^2 + \beta_{10} * t * d_{ij}^2 + \beta_{11} * BOD * t * d_{ij} \quad (4)$$

elde edilir.

3. BULGULAR VE TARTIŞMA

İnceleme konusu olarak alınan modellerin (1, 2, 3, 4) çoğul regresyon analizlerine ait sonuçlar Tablo 1'de verilmiştir. Aynı yaşlı Doğu Kayını meşcerelerine en iyi uyum gösteren modelin, Gamma dağılımı olduğu, regresyona ait varyans analizindeki Ftest değerinin daha büyük olmasından anlaşılmaktadır. Bu model ile herhangi bir yaş ve bonitet derecesindeki meşcerenin, bireylerinin çap basamaklarına dağılımını izlemek mümkündür. Modelin verilere uygunluğunu denetlemek için, Reynolds et al. tarafından (1988), geliştirilen hata indeksi (Error Index = EI) bize

daha iyi bir fikir verebilmektedir. Bu yöntemde de Gamma dağılımı modelinin daha uygun olduğu saptanmıştır. Aşağıda (Şekil 1'de) verilen değerler yardımıyla, bu yöntemde hesaplanan hata indeksi değerleri Tablo 2'de verilmiştir.

$$EI = \frac{N}{n} * \sum_{j=1}^k |(n_{jp} - n_{jo})| \quad (5)$$

$$EI_{rel} = EI / N \quad (6)$$

Burada;

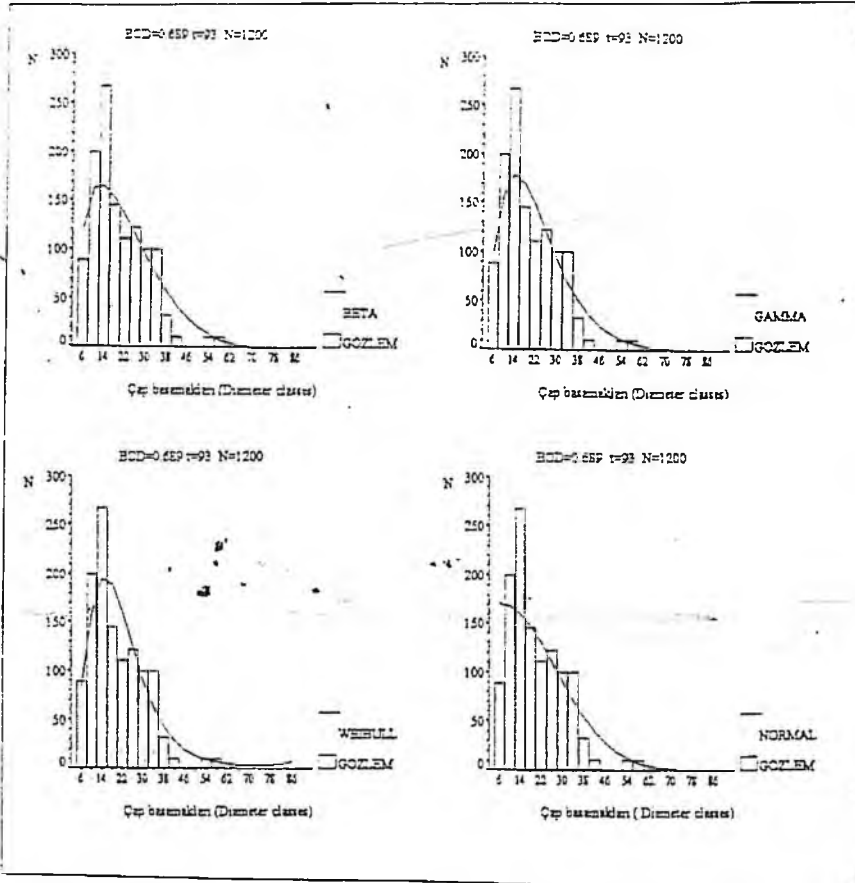
$j_N = 1, 2, \dots, k$ = Çap basamağı numarası,

N = Hektardaki ağaç sayısı,

n_{jp} = Örnek alanda j 'inci çap basamağında tahmin edilmiş ağaç sayısı,

n_{jo} = Örnek alanda j 'inci çap basamağında gözlenen ağaç sayısı,

n = Örnek alandaki toplam ağaç sayısı.



Şekil 1 : Örnek alana ait gözlem ve modellere göre tahmin edilen çap dağılımları

Figure 1 : Estimated diameter distributions of the models and observed frequencies obtained from the plot

Tablo 1 : Dağılım Modellerinin Çoklul Regresyon Analizi Sonuçları
Table 1 : The Results of Multiple Regression Analysis for the Models

	BETA	NORMAL	GAMMA	WEIBULL
β_0	-18.722199	5.912929	2.188011	1.890341
β_1	2.642677	2.496107	7.802529	2.491335
β_2	.047493	-.010126	-.001798	-.011387
β_3	-.025809	-.029759	-.090476	-.028614
β_4	.291595	-.042017	-.168874	2.572717
β_5	-.694462	-.037436	.042288	-1.109883
β_6	6.04328E-4	3.53260E-4	3.70081E-4	-.001801
β_7	.009205	7.80603E-4	-4.68393E-4	0.0
β_8	5.385597	-746618E-4	2.062179	-2.201562
β_9	.211576	-6.10236E-5	-2.378064	-.019612
β_{10}	-.012485	-1.26950E-6	-.003148	6.76303E-4
β_{11}	-.00339	-3.94315E-6	.028679	6.25306E-4
β_{12}				-.001812
β_{13}				0.0
β_{14}				0.0
β_{15}				0.0
β_{16}				3.47349E-5
β_{17}				-5.72319-6
β_{18}				-8.53452E-8
β_{19}				-1.95747E-8
R	.79092	.79188	.81195	.81935
R2	.625556	.62707	.65927	.67133
F	203.35995	204.6846	235.52759	181.79119
n	1339	1339	1339	1339
SE	.79124	.78963	.75478	.74241

Tablo 2 : Modellerin Hata İndeks (EI) ve Rölatif Hata İndeksleri (EI_{rel})*
Table 2 : EI and EI_{rel} Values For The Models**

	BETA	NORMAL	GAMMA	WEIBULL
EI	374	421	341	363
EI _{rel}	0.3117	0.3508	0.2842	0.3025

* Şekil 1'deki örneğe ait
 ** according to the plot in Figure 1

4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Aynı yaşlı Doğu Kayını müdahale görmemiş meşcerelerinde ağaç sayısının çap basamaklarına dağılımını incelemek için; istatistik dağılımları esas alarak kurulan Beta, Gamma, Weibull ve Normal dağılım modelleri arasında verilere uygunluk açısından pek büyük fark görülmemiştir. Fakat regresyon modelinin uygunluğunun tespiti için hesaplanan F test değeri, Gamma dağılım modeli için en yüksek bulunmuştur. Bu nedenle verilere en uygun modelin Gamma dağılım modeli olduğu kanaatine varılmıştır.

Doğu Kayını (*Fagus orientalis* Lipsky.), aynı yaşlı meşcerelerinin yapısına daha uygun bulunan Gamma dağılım modeli, meşceredeki ağaçların çap basamaklarına dağılımını yaklaşık yüzde altmış altı ($R^2 = 0.659$) oranında bonitet derecesi, yaş ve çapa bağlı olarak belirleyebilmektedir. Geriye kalan % 34'lük kısım ise bilinmeyen ve denetlemeyen diğer önemli faktörler ya da rasgele etkenlerden ileri geldiği söylenebilir.

Çalışma sadece aynı yaşlı Doğu Kayını (*Fagus orientalis* Lipsky.) müdahale görmemiş meşcerelerinde yapılmıştır. Bu model veya benzerleri kurulmak suretiyle, aynı türün değişik şiddetlerde müdahale yapılmış örnek alanlarından veri toplanması ile modelin değişik sıklıktaki meşcere yapılarına uyma imkanı arttırılabilir.

Böylece meşcerelerde bakım müdahaleleri, meşcere yapısı iyi tanındığından daha bilinçli ve yerinde yapılabilir.

Belirli bir yaş ve bonitet derecesindeki bir meşcerede maksimum hacim artımı sağlanabilmesi için, çap basamaklarındaki ağaç sayılarının bilinmesi gereklidir. Bu dağılım modeli söz konusu amaç için kullanılabilir.

Dağılım fonksiyonlarını temel alan regresyon modelleri, hasılat çalışmalarında meşcere simulasyonlarına olanak sağlamaktadır. Meşceredeki bireylerin çap basamaklarına dağılımının bilinmesi ile belirli zaman aralıklarında oluşan artımlar daha doğru olarak tahmin edilebilmektedir.

Çap dağılım modelleri sadece Doğu Kayını'nın Batı Karadeniz yöresinde değil bütün yayılış alanlarında saf ve karışık meşcerelerinde değişik müdahale şekillerine ve sıklıklara göre düzenlenip saptanması, ormancılığımızın geleceği açısından önem arz etmektedir.

THE ALTERATION OF DIAMETER DISTRIBUTION BY SITE QUALITY AND AGE IN EVENAGED ORIENTAL BEECH (*Fagus orientalis* Lipsky.) STANDS

Ar. Gör. Serdar CARUS

Abstract

In this study, The alteration of the diameter distribution by site quality and age, presented by the actual structure of evenaged oriental beech stands in the West Black Sea region of Turkey, has been related to the models constructed by basing on the models has been obtained from 116 temporary plots. A linear model has been constructed for each distribution, and the coefficients in the model have been computed with the help of regression analysis. Besides, standart error and multiple correlation coefficients have also been determined. Later, the estimate values that the determined models gave have been graphically compared with the actual measurements. Gamma model seems to be more suitable than the other distribution models.

1. INTRODUCTION

The stand parameters (expectation values of diameter, height, volume et.) are needed to be on trust estimated to utilize forest resources economically, fruitfully, and continuously. Besides, it is important to know the stand diameter distribution for the determination of the technique, time, and economic feasibility of a stand maintenance treatment. So, in recent years, many researcres have used the statistical frequency distributions in the field of forestry. For example, Nelson has applied Gamma distribution to *Pinus teada* L. (1964); Reinker and Bliss, Lognormal distribution to *Pseudotsuga menziesii* (1964); Bailey and Dell, Weibull distribution to *Picea abies* (1973) and also Schreuder et al. to *Pinus elliottii*, Engelm. var. *elliottii* (1979); as for Maltoma et al. they have applied Beta and Weibull distributions to *Pinus sylvestris* and *Picea abies* stands (1995).

In this work, the way of the computation of the coefficients of the models constructed has been upon the way which LOETSCH et al. (1973) have, using multiple regression analysis, applied to the computation of the coefficients of Beta model produced by Beta frequency distribution that they applied to Norway picea stands. Here, beside Beta model, the models based upon Normal, Gamma and Weibull frequency distributions have also investigated in the same way with the help of SPSS ver. 5.0.1 packet program.

2. MATERIAL AND METHOD

In this study, the data obtained from 116 plots which, have been temporarily founded in intact, oriental beech (*Fagus orientalis* Lipsky.) stands in the years 1994-1996 have been used. The site quality degree and age of each plot have been determined. The frequencies of all diameter classes of 4 cm width from 6 cm (midvalue of the class) to up have been found for each plot. Later, the frequencies have been converted to the reciprocal values of hectare. So, the data of frequencies per hectare, midvalues of diameter classes, plot age, and plot site quality degree have been recorded into a data file by using computer for each plot respectively.

The data in the file have been appreciated for each of the constructed distribution models respectively. The coefficients of each models have been computed with the help of multiple regression analysis, and the fitness of models to data has been tested using F values of variance analysis.

The formula $n_{ij} = k (d_{ij} - d_{min})^\alpha (d_{max} - d_{ij})^\beta$ has been taken as a base for Beta distribution model (LOETSCH et al. 1973). The meannigns of symbols are given below as;

n_{ij} = Frequency of j th diameter class per hectare in i' th plot (N/ha),

k, α , β = Coefficients

d_{ij} = Midvalue of j' th diameter class in i' th plot = 6, 10,86 cm

d_{max} = The biggest possible value in plots = 88 cm

d_{min} = The least possible value in plots = 4 cm.

If logarithm of the base e ($e = 2.71828$) process has been applied to Beta function, the equation,

$$\ln n_{ij} = \ln k + \alpha \cdot \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta \cdot \ln (d_{max} - d_{ij})$$

is obtained. Because the coefficients here depend on site quality, age and variation width $R = (d_{max} - d_{min})$, the equation gives the linear model,

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{BOD} + \beta_2 \cdot t + \beta_3 \cdot \text{BOD} + \beta_4 \cdot \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_5 \cdot \text{BOD} \cdot \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_6 \cdot t \cdot \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_7 \cdot t \cdot \text{BOD} \cdot \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_8 \cdot \ln (d_{max} - d_{ij}) + \beta_9 \cdot \text{BOD} \cdot \ln (d_{max} - d_{ij}) + \beta_{10} \cdot t \cdot \ln (d_{max} - d_{ij}) + \beta_{11} \cdot \text{BOD} \cdot t \cdot \ln (d_{max} - d_{ij}) \quad (1)$$

Where;

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{11}$ = Coefficients

BOD = Site quality degree plots ($0.0 = < \text{BOD} = < 1.0$)

t = Age of plots (year)

ln = logarithm of the base e ($e = 2.71828$)

The formula $n_{ij} = a \cdot d_{ij}^b \cdot e^{(c \cdot d_{ij})}$ has been taken as a base for Gamma distribution model (NELSON 1964). After several logarithmic and linear transformation processes, the model below has been obtained;

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{BOD} + \beta_2 \cdot t + \beta_3 \cdot \text{BOD} \cdot t + \beta_4 \cdot d_{ij} + \beta_5 \cdot \text{BOD} \cdot d_{ij} + \beta_6 \cdot t \cdot d_{ij} + \beta_7 \cdot \text{BOD} \cdot t \cdot d_{ij} + \beta_8 \cdot \ln d_{ij} + \beta_9 \cdot \text{BOD} \cdot \ln d_{ij} + \beta_{10} \cdot t \cdot \ln d_{ij} + \beta_{11} \cdot \text{BOD} \cdot t \cdot \ln d_{ij} \quad (2)$$

The formula $n_{ij} = k * d^{a} * e^{(b*d_{ij})^{*} * \phi}$ has been taken as a base for Weibull distribution model (SCHREUDER et al. 1979).

After the same processes like the precedents, the linear model below has been obtained;

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * BOD + \beta_2 * t + \beta_3 * BOD * t + \beta_4 \ln d_{ij} + \beta_5 * BOD * \ln d_{ij} + \beta_6 * t * \ln d_{ij} + \beta_7 * BOD * t * \ln d_{ij} + \beta_8 * d_{ij} + \beta_9 * BOD * d_{ij} + \beta_{10} * t * d_{ij} + \beta_{11} * BOD * t * d_{ij} + \beta_{12} * d_{ij}^2 + \beta_{13} * BOD * d_{ij}^2 + \beta_{14} * t * d_{ij}^2 + \beta_{15} * t * BOD * d_{ij}^2 + \beta_{16} * d_{ij}^3 + \beta_{17} * BOD * d_{ij}^3 + \beta_{18} * t * d_{ij}^3 + \beta_{19} * BOD * t * d_{ij}^3 \quad (3)$$

lastly, the formula $n_{ij} = e^{(a+b*d_{ij}+c*d_{ij}^2)}$ has been taken as a base for Normal distribution model. After alike processes, if the linear model is developed according to site degree and age; the model below is obtained;

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * BOD + \beta_2 * t + \beta_3 * BOD * t + \beta_4 * d_{ij} + \beta_5 * BOD * d_{ij} + \beta_6 * t * d_{ij} + \beta_7 * BOD * t * d_{ij} + \beta_8 * d_{ij}^2 + \beta_9 * BOD * d_{ij}^2 + \beta_{10} * t * d_{ij}^2 + \beta_{11} * BOD * t * d_{ij}^2 \quad (4)$$

The detail processes in obtaining the resulted models subjected above has not been related here because of the lack of place.

3. FINDINGS AND DISCUSSION

The results of multiple regression analysis for the models subjected to investigation has been given in Table 1. Gamma model (2) in the mentioned models can be said to have fitted to the characteristics of beech species (shade-tolerant, inheritable abilities, etc.) and data, because it has the biggest F value. Here, Gamma model has been accepted because of its best fitness. It is possible to trace the distribution into diameter classes of the individuals in a stand having any age and site quality degree, using this model. Besides, the fitnesses of the models to data have been also tested using the Error Index (EI) and the relative Error Index (EI_{rel}) methods improved by Reynolds et al. (1988; HOLTE 1993). The values of the plot given in Figure 1 below has been fundamentally used, and the results has been presented in Table 2. The Error Index and the relative Error Index are described by the following formulas;

$$EI = \frac{N}{n} * \sum_{j=1}^k | (n_{jp} - n_{jo}) | \quad (5)$$

$$EI_{rel} = EI / N \quad (6)$$

Where;

$j = 1, 2, \dots, k$ = the numbers of diameter classes,

N = number of trees per hectare,

n_{jp} = predicted number of trees in j' th diameter class,

n_{jo} = observed number of trees in j' th diameter class,

n = total number of observed trees on the plot.

Here, Gamma distribution model has been found more suitable than the other models (Table 2). This situation can be traced in figure 1.

In spite of there are no big differences for the conformity between the models formed depending on Beta, Gamma, Normal and Weibull distributions, Gamma distribution model has seemed to conform better to the structures of intact evenaged *Fagus orientalis* Lipsky. stands subjected to investigation. The conformity rank, with respect to F values of the models from the best to the worst is in the form of Gamma, Normal, Beta and Weibull (Table 1). Although the multiple correlation coefficient (R) of Weibull distribution model has bigger value, the conformity of the model to data is less regarding Gamma. Gamma distribution model represents the distribution into diameter classes of trees in stand in the rate of about 66 percent ($R^2 = 0.659$) depending on age and site quality degree. It can be said that the other unknown, and uncontrolled important or random factors represent the actual tree distribution in the rate of nearly 34 percent.

4. RESULTS AND PROPOSALS

Gamma distribution model in the in the models constructed depending on Beta, Gamma, Normal and Weibull distributions has been found to conform best to data Gamma has given the biggest F test value.

This research has been performed exclusively in the intact evenaged forests of the species. The model might be proposed to be conformed to all stand structures using the data obtained from the plots treated with different intensity and repetition, applying the same method in the future.

The stand structure might be better comprehended with a model representing the distribution into diameter classes of individuals. It is easy to determine the optimum structure which will maximize the volume increment of the stand that their age, site quality and number of trees in each diameter class are known.

The yield elements of a forest stand have been determined not only as average values, but as nearer measures to optimum values, with the help of the linear regression models based on frequency distribution functions. Thus, increment quantities in certain time slices can be estimated on rust.

It may be thought of that will be suitable for the future of our forestry if the diameter distribution models are more extensively arranged and detailed for pure or mixed stands of other species, different treatment ways and densities.

KAYNAKLAR

BAILEY, L.R.; DELL, T.R., 1973: *Quantifying Diameter Distributions with the Weibull Function*. *Forest Science* 19 (2):97-104.

FIRAT, F., 1972: *Orman Haslat Bilgisi*. İ.Ü. Orm. Fak. Yayın No : 116.

HOLTE, A., 1993: *Diameter distribution Functions for Even-Aged (Picea abies) stands*. *Medde. Skogforsks.* 46(1):1-47.

LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K.E., 1973: *Forest Inventory Volume II BLV Verlagsgesellschaft, München*.

MALTOMA, M.; PUUMALAINEN, J.; PAIVINEN, R., 1995: *Comparison of Beta and Weibull Functions for Modelling Basal Area Diameter Distribution in Stands of Pimus sylvestris and Picea abies*. *Scandinavian Journal of Forest Research* 10 1995:284-295.

NELSON, C.T., 1964: *Diameter Distribution and Growth of Loblolly-Pine*. *Forest Science* 10 (1):105-114.

PRODAN, M., 1965: *Holzmessehre Sauerlander's Verlag, Frankfurt a.M.*

REINKER, A.K.; BLISS, C.I., 1964: *A Lognormal Approach to Diameter Distributions in Even-Aged Stands*. *Forest Science* 10(3):350-360.

REYNOLDS, M.R.; BURK, T.E.; HUANG, W.C., 1988: *Goodness of Fit Tests and model Selection Procedures for Diameter Distribution Models*. *Forest Science* 34(2):373-399.

SARAÇOĞLU, V., 1988: *Karadeniz Yöresi Göknar Meşcerelerinde Artım ve Büyüme*. O.G.M. 312 Sahife.

SCHREUDER, T.H.; HAFLEY, W.L.; BENNET, F.A., 1979: *Yield Prediction for unthinned Natural Slash Pine Stands*. *Forest Science* 25(1):25-30.