بررسی توزیع مشخصه‌های مهم اندازه‌ای راش شرقی (*Orientalist Beech*) با بکارگیری برخی مدل‌های آماری (مطالعه موردی: جنگل‌های سیاهکل)

میر مظفر فلاح چای[1]، سهیل شکری[2]

تاریخ دریافت: 90/11/5 تاریخ پذیرش: 91/1/19

چکیده

به‌منظور بررسی چگونگی برازش برخی از مشخصه‌های مهم اندازه‌ای راش شرقی مانند قطر برابرسینه و ارتفاع‌کل با استفاده از برخی مدل‌های (توزیع‌های) آماری پارسل شماره 704 به مساحت 51 هکتار که دارای پایه‌های راش در همه طبقات سنی و ارتفاعی بوده و از عدم دخالت وسلامت توده برخورداراست در جنگل‌های شن‌رود سیاهکل انتخاب گردید. در این پارسل شبکه آماربرداری با ابعاد200×100 متر به روش تصادفی- سیستماتیک پیاده و تعداد 20 قطعه نمونه دایره‌ای شکل با مساحت 10 آر ایجاد گردید. در هر قطعه نمونه قطر و ارتفاع تمام درختان قطورتر از 7/5 سانتی‌متر مورد اندازه‌گیری قرار گرفتند. در این بررسی از توزیع‌های آماری بتا، نرمال، جانسون S_B نمایی یک و دو پارامتری ، گاما دو و سه پارامتری،لگ-نرمال دو و سه پارامتری و وایبول دو و سه پارامتری استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون‌های نیکویی برازش نشان‌داد که قدرت برازش توزیع‌های آماری یکسان نبوده به‌طوری که برای توصیف قطر درختان راش توزیع گاما دو پارامتری مناسب بوده و توزیع بتا نیز برازندگی مناسبی را برای تبیین ارتفاع درختان راش ایجاد نموده است.

واژه های کلیدی: توزیع‌های آماری، برازش، راش شرقی، جنگل‌های سیاهکل

1- دانشیار گروه جنگلداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد لاهیجان E-mail: Mir_Mozaffar@ yahoo.com

2- عضو هیات علمی گروه آمار دانشگاه آزاد اسلامی واحد لاهیجان

مقدمه

جنگلهای‌راش شمال ایران به‌عنوان یکی از با ارزش‌ترین تیپ‌های جنگلی محسوب می‌شوند. به‌طوری‌که این گونه به تنهایی 23/63 درصد تعداد و 29/96 درصد حجم جنگل‌های صنعتی و تجارتی ایران را تشکیل می‌دهد. کاهش مداوم سطح این جنگل‌ها به دلایل مختلف لزوم اجرای طرح‌های تحقیقاتی را در مورد این گونه با ارزش ضروری می‌سازد. این تحقیق نیز با هدف شناخت بیشتر توده‌های جنگلی درختان راش و برازش برخی از مشخصه‌های مهم کمی آن با توزیع‌های آماری صورت‌گرفته تا با استفاده از آن‌ها بتوان مدیریت بهتری را برای جنگل به انجام رساند. زیرا پارامترهای آماری افراد جامعه در طول زمان دچار تغییر بوده و شناسایی چگونگی این تغییرات محقق را در قیاس بین وضعیت فعلی و ایده‌آل بسیار یاری می‌نماید. مطالعه قطربرابرسینه-درختان در یک توده جنگلی نقش بسیار مهمی در رشد و تولید یک توده ایفا می‌کند. (بورن هام[1] 2002، لو[2] و همکاران 2003، لی فنگ و گزین نیان[3] 2010) .در دهه‌های گذشته مطالعات سیستماتیک کمی برروی مدل‌های توزیع فراوانی قطر درختان درتوده‌های ناهمسال انجام شده است

(آلدر[4] 1995، چن و همکاران[5] 2004، لی و همکاران[6] 2006، شای[7] 2006). به‌ویژه در مورد برازش فراوانی ارتفاع با مدل‌های آماری بررسی-های چندانی صورت نگرفته‌است. در مطالعه برازش،مشخصه‌های مهمی کگونه با استفاده از توزیع‌های آماری روشهای مختلفی وجود دارد (ژانگ و لی[8]،2010).. به‌عنوان مثال مدل‌های تمام توده، مدل‌هایی هستند که از توده‌ها به‌عنوان یک-واحد نمونه استفاده می‌کنند. (کورتیس[9] و همکاران 1981، لی و همکاران 1998، تانگ[10] و همکاران 1993، وی[11] 2006). درحالی که مدل-های مطالعه انفرادی درختان از زهردرخت به-عنوان هدف مورد بررسی استفاده می‌نمایند (ژانگو همکاران 1997، کائو[12] 2000، کائو و همکاران 2002، ژانگ و لی 2009). مدل‌های توزیع قطر نیز برخلاف این مدل‌ها از احتمالات آماری همچون توزیع وایبول(بیلی و دل[13] 1997، منگ[14] 1988، لیو[15] و همکاران 2004، نیوتن[16] و همکاران 2005). یا توزیع بتا وغیره (گورگوسو واریلا [17]و همکاران 2008) استفاده می‌کنند. در این‌تحقیق نیز جهت برازش قطر و ارتفاع درختان راش از مدل‌های آماری بتا، نرمال، جانسون S_B ، نمایی یک و دو پارامتری، گاما یک و سه پارامتری، لگ‌نرمال یک و سه پارامتری و وایبول یک و سه پارامتری استفاده گردیده‌است. از مطالعات داخلی انجام‌شده می‌توان به مطالعه متاجی و همکاران (1379) اشاره کرد. در این مطالعه پراکنش قطر درختان در توده‌های ناهمسال جنگل خیرودکنار نوشهر مورد بررسی قرارگرفته

[1] Burnhan,
[2] Lu
[3] Li-feng&xin - nian
[4] Alder
[5] Chen
[6] Li
[7] Shi

[8] Zhang & Lei
[9] Curtis
[10] Tang
[11] Wei
[12] Cao
[13] Bailey & Dell
[14] Meng
[15] Liu
[16] Newton
[17] Gorgoso-Varela

و به این نتیجه رسیده‌اند که سه توزیع، بتا، وایبول، و نرمال جهت تبیین توزیع قطر درختان قابلیت بیشتری دارند. فلاح وهمکاران (1384) نیز برای مطالعه ساختار قطری درختان راش در توده‌های ناهمسال از چند مدل گرسیونی استفاده کردند. دراین مطالعه نیز ازمدل‌های آماری بتا، گاما، توانی، نمایی، وایبول، نرمال ولگ‌نرمال برای بررسی توزیع داده‌های قطر درختان استفاده گردید. تا قدرت و همخوانی این توزیع‌ها برای برازش داده‌های قطر آشکار گردد. محمدعلیزاده و همکاران (1388) نیز به‌منظور بررسی چگونگی توزیع قطر برابرسینه درختان در توده‌های ناهمسال از سه توزیع نمایی، گاما و لگ‌نرمال برای برازش داده‌ها استفاده کرده و نشان‌دادند که توزیع‌نمایی قابلیت تبیین توزیع قطر درختان را نداشته و از بین این دو توزیع دیگر،توزیع گاما برای این منظور مناسبتر است. در مطالعه دیگری به‌منظور بررسی چگونگی توزیع قطر برابرسینه درختان و برازش آن به‌وسیله توزیع‌های آماری تعداد 4 قطعه نمونه یک هکتاری در چهار جهت- شمالی، جنوبی، شرقی و غربی دامنه جنوبی جنگل‌های راش شمال ایران به‌طور تصادفی انتخاب گردید. جهت برازش داده‌ها از توزیع‌های آماری بتا، گاما، توانی، نمایی، وایبول، نرمال و لگ‌نرمال استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون مربع -کای ($\chi 2$) نشان‌داد که توزیع بتا در جهت جنوبی، غربی و شرقی و توزیع نمایی نیز در جهت غربی برازش خوبی را برای توزیع قطر درختان ایجاد نموده‌اند (فلاح چای 2011). امان زاده و همکاران (1390) نیز چگونگی پراکنش- قطری توده‌های راش را در مراحل مختلف تحولی در جنگل‌های شفارود مورد بررسی قرار- داده و نتیجه گرفتند که توزیع‌های آماری در مراحل مختلف تحولی جنگل یکسان نبوده بطوری‌که توزیع لگ‌نرمال سه پارامتری در مرحله تحولی اولیه دارای برازش مناسبی بوده و در مرحله تحولی اوج توزیع بتا و برای مرحله تحولی تخریب توزیع جانسون S_B مناسب ارزیابی شدند. تحقیقات خارجی انجام‌شده در این زمینه فراوان است که در این‌جا به مهمترین آنها اشاره می‌شود. در مطالعه‌ای که (نرد-لارسون[1] و کائو 2006) . جهت ارایه مدلی برای پراکنش قطر درختان‌راش همسال در دانمارک انجام دادند توزیع ویبول را مورد بررسی قرارداد و کاربرد این توزیع را مناسب تشخیص دادند. (کائو 2004) در مطالعه دیگر یک هبررویکاجتدا (Pinusteada) انجام داد از داده‌های جمع‌آوری‌شده 20 قطعه نمونه 0/6 هکتاری استفاده نمود. توصیف توزیع قطر درختان به کمک توزیع ویبول سه پارامتری انجام شد و برای پیش‌بینی پارامترهای توزیع از متغیرهای تعداد در هکتار، ارتفاع غالب، سن‌توده و فاصله‌نسبی درختان استفاده کرد. (نانانگ[2] 1998). در مطالعه‌ای بر روی گونه چریش (Azadirachtaindica) در کشور غنا سه توزیع وایبول، نرمال و لگ‌نرمال را مورد استفاده قرار داد. نتایج آزمون کولموگرف- اسمیرنف (K.S) نشان‌داد از برآوردی‌که درگروه‌های سنی مختلف صورت گرفته توزیع لگ‌نرمال دارای برازش

[1]Nord- Larson
[2]Nanang

مطلوبی بوده‌است. در مطالعه دیگری که (لی‌فنگ و گزین نیان 2010)) در جنگل‌های طبیعی استان جیان (Jian) در کشور چین انجام دادند بابکارگیری چهار مدل آماری وایبول، بتا، گاما و نمایی به این نتیجه رسیدند که مدل توزیع وایبول بهتر از مدل‌های دیگر قدرت برازش قطر درختان را در تراکم‌های مختلف دارا می‌باشد. همچنین (ژانگ و لی (2010). از داده‌های جمع‌آوری شده در پلات‌های دایمی 0/067 هکتاری در طول 5 سال مربوط به کاچینی (*Pinustabulaeformis*) در جنگل‌های شمال‌غربی استان بیجینگ (Beijing) در کشور چین استفاده کرده و به این نتیجه رسیدند که از بین مدل‌های آماری به‌کار گرفته‌شده توزیع وایبول توان بیشتری برای تبیین توزیع قطر درختان کاج چینی را در قطعات نمونه ثابت دارا می اشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه به مساحت 51 هکتار در بخش غربی جنگل‌های شنرود سیاهکل استان گیلان قراردارد. مساحت کل سری 3077 هکتار و شامل 56 پارسل است.این مطالعه در پارسل شماره 704 در سری 7 طرح جنگل‌داری شنرود سیاهکل انجام گرفته‌است. گستره‌ی آن براساس سیستم UTM در محدوده بین ″50 ′47 °49 طول‌جغرافیایی و ″30 ′55 °36 عرض جغرافیایی قرار دارد. قطعه مورد مطالعه در محدوده ارتفاعی 700 تا 1100 متری از سطح دریا قرارداشته و شیب‌عمومی آن رو به شمال می‌باشد. میانگین شیب در حدود 10 تا 40 درصد است. از نظر خاک‌شناسی تیپ‌خاک قهوه‌ای جنگلی اسیدی با بافت متوسط لومی تا رسی بوده و PH آن اسیدی است.متوسط بارندگی سالیانه منطقه مورد مطالعه 1266/5 میلی‌متر و درجه حرارت متوسط سالیانه 16 درجه سانتی‌گراد است. از نظر پوشش درختی منطقه مورد نظر از توده‌های ناهمسال راش خالص و گونه‌های همراهی مانند توسکا، ممرز، بلوط، افراپلت، آزاد، بارانک و نمدار و غیره تشکیل شده‌است (بی نام،1367). در این پارسل تعداد 220 اصله درخت راش از تعداد 20 قطعه نمونه دایره‌ای شکل با مساحت 10 آر در یک شبکه آمار برداری به ابعاد 200×100 مورد اندازه-گیری قرار گرفتند. در این قطعات قطر برابرسینه و ارتفاع تمام درختان قطورتر از 7/5 سانتی‌متر اندازه‌گیری شدند.

توزیع‌های آماری استفاده شده

در این مطالعه از توزیع‌های آماری بتا[1]، نرمال[2]، جانسون S_B[3] ، نمایی یک و دو پارامتری[4]، گاما دو و سه پارامتری،[5] لگ‌نرمال دو و سه پارامتری،[6] وایبول دو و سه پارامتری[7]، استفاده شده که تابع چگالی آن‌ها معرفی می‌گردد (جدول1). در تمامی این توزیع‌ها بسته به نوع برآورد x نشانگر متغیر قطر برابرسینه و ارتفاع کل درختان بوده و حروف یونانی معرف پارامترهای تابع چگالی احتمال هستند. (ویلینگ[8] و کاکاسکا 2000) جهت برازش داده‌های قطر و ارتفاع کل درختان راش از نرم‌افزار Easy fit استفاده گردید.

[1]Beta
[2]Normal
[3]Johnson S_B
[4]Exponential (1p),(3p)
[5]Gamma(1p), (3p)
[6]Lognormal(1p),(3p)
[7]Weibull(1p),(3p)
[8]Zwilling&Kokoska

جدول1- توابع چگالی احتمال به کار گرفته شده در منطقه مورد مطالعه

ردیف	نام توزیع	تابع چگالی
1	بتا	$f(x)=c(x-\Sigma)^{p}(\Sigma-x)^{q}$
2	نرمال	$f(x)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\exp^{-\frac{1}{2}\left[\frac{x-\mu}{\sigma}\right]^{2}}$
3	جانسون S_B	$f(x)=\frac{\sigma\lambda}{\sqrt{2\pi}(x-\xi)(\xi+\lambda-x)}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma+\sigma\ln\left(\frac{x-\xi}{\xi+\lambda-x}\right)\right]^{2}\right\}$
4	نمایی یک پارامتری	$f(x)=\lambda\exp\left(-\lambda(x-\gamma)\right)$
5	نمایی دو پارامتری	$f(x)=\lambda\exp\left(-\lambda x\right)$
6	گاما دو پارامتری	$f(x)=\left[\frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}\right]x^{\alpha-1}\exp^{\frac{-x}{\beta}}$
7	گاما سه پارامتری	$f(x)=\frac{(x-\gamma)^{\alpha-1}}{\beta^{\alpha}\Gamma(\alpha)}\exp\left(-\frac{(x-\gamma)}{\beta}\right)$
8	لگ نرمال دو پارامتری	$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma x}\exp\left[-\frac{1}{2\sigma^{2}}(\ln x-\mu)^{2}\right]$
9	لگ نرمال سه پارامتری	$f(x)=\frac{e\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-\gamma)-\mu}{\sigma}\right)^{2}\right]}{(x-\gamma)\sigma\sqrt{2\pi}}$
10	وایبول دو پارامتری	$f(x)=\left(\frac{\beta}{\eta}\right)\left[\frac{x}{\eta}\right]^{\beta-1}\exp\left[-\left[\frac{x}{\eta}\right]^{\beta}\right]$
11	وایبول سه پارامتری	$f(x)=\left(\frac{\beta}{\eta}\right)\left[\frac{x-\alpha}{\eta}\right]^{\beta-1}\exp\left[-\left[\frac{x-\alpha}{\eta}\right]^{\beta}\right]$

بررسی نیکویی برازش[1]

برای انتخاب بهترین برازش لازم است که هر کدام از توزیع‌های بکار گرفته‌شده مورد آزمون نیکویی برازش قرار گیرند. در این مطالعه از آزمون‌های کولموگرف- اسمیرنف[2]، کا-اسکوئر[3] و اندرسون- دارلینگ[4] استفاده شده‌است (بی‌همتا و زارع، 1387). فرض صفر[5](H_0) و فرض- تحقیق[6](H_a) در آزمون‌های غیرپارامتریک مذکور به‌صورت زیر می‌باشد:

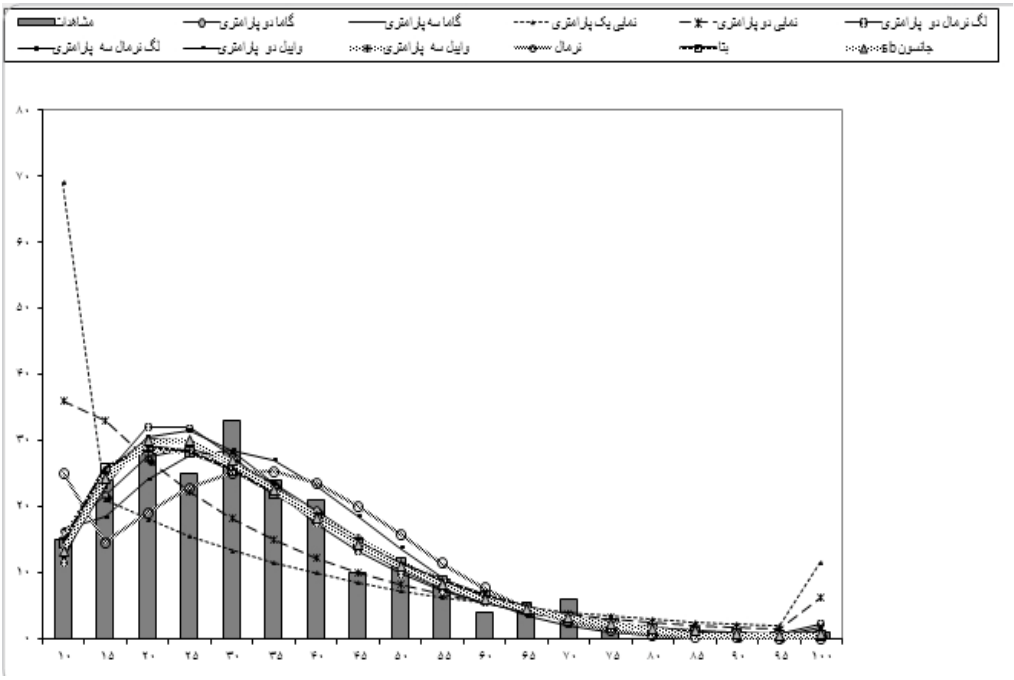
$$\begin{cases} H_0: & \text{مشاهدات از توزیع مورد نظر تبعیت می کنند} \\ H_a: & \text{مشاهدات از توزیع مورد نظر تبعیت نمی کنند} \end{cases}$$

نتایج

برازش قطر درختان راش

شکل 1 منحنی‌های مربوط به مقایسه فراوانی‌های مشاهده شده و فراوانی‌های برآوردی از توزیع‌های احتمالی قطر گونه راش را در منطقه مورد مطالعه نشان می‌دهد.

[1] Goodness of fit
[2] Kolmogorof-Smirnov
[3] Chi-square
[4] Anderson-Darling
[5] null-hypothesis
[6] Alternative hypothesis



شکل 1- نمایش توزیع قطری گونه راش در منطقه مورد مطالعه

جهت بررسی قدرت برازندگی توزیع‌های احتمالی بکار گرفته‌شده در این مطالعه از آزمون-های k.s (کولموگرف- اسمیرنف)، A.D (اندرسون-دارلینگ) و χ^2 (کا-اسکوئر) استفاده گردید. باتوجه به مقادیر آماره‌های به‌دست آمده مشخص گردید که مناسب‌ترین توزیع جهت برازش قطر درختان راش در منطقه مورد مطالعه توزیع گاما دو پارامتری بوده،گرچه توزیع‌های جانسون S_B، لگ‌نرمال سه پارامتری، وایبول سه پارامتری، بتا و گاما سه پارامتری به‌ترتیب قابلیت برازندگی قطر درختان راش را دارا می‌باشند (جدول2).

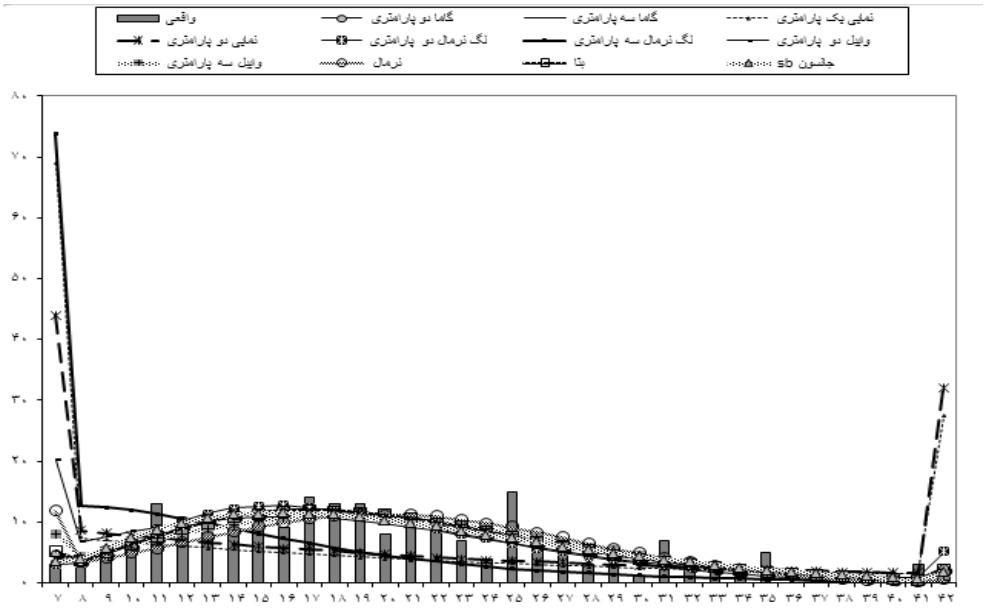
جدول2- مقایسه مدلهای مختلف آماری جهت برازش قطر درختان راش

مقادیر آماره های آزمونهای نیکویی برازش			
نام توزیع	کولموگرف-اسمیرنف	اندرسون-دارلینگ	کا-اسکوئر
بتا	0/052*	0/35	4/7
نمایی یک پارامتری	0/257	25/87	119/31
نمایی دو پارامتری	0/176	9/99	41/04
گاما دو پارامتری	0/039*	0/30*	4/94
گاما سه پارامتری	0/053*	0/31	8/10
جانسون S_B	0/0478*	0/26	3/63
لگ نرمال دو پارامتری	0/060	0/50	4/92
لگ نرمال سه پارامتری	0/0479*	0/31	5/43
نرمال	0/10	3/71	16/52
وایبول دو پارامتری	0/066	1/81	9/98
وایبول سه پارامتری	0/049*	0/32	4/72

*فرض صفر پذیرفته می شود یعنی داده ها از توزیع مورد نظر تبعیت می کنند

برازش ارتفاع درختان راش

مقایسه منحنی‌های مربوط به فراوانی‌های مشاهده‌شده با فراوانی‌های برآوردی از توزیع‌های احتمالی ارتفاع درختان راش در منطقه مورد مطالعه در شکل (2) آمده‌است.



شکل 2-نمایش توزیع ارتفاعی گونه راش در منطقه مورد مطالعه

استفاده از آزمون‌های برازندگی نشان‌داد که توزیع‌های آماری بتا، گاما دو پارامتری، گاما سه پارامتری،جانسون S_B ، لگ‌نرمال دو و سه پارامتری قدرت توصیف ارتفاع درختان راش را داشته ولی چون توزیع بتا بر اساس تمام آزمون-های نیکویی برازش بکار گرفته‌شده در این مطالعه معنی‌دار شده‌است لذا دارای قدرت برازندگی بیشتری نسبت به سایر مدل‌ها برای تبیین ارتفاع درختان راش می باشد(جدول3).

مقادیر آماره های آزمونهای نیکویی برازش			
نام توزیع	کولموگرف اسمرینف	اندرسون-دارلینگ	کا-اسکوئر
بتا	0/043*	0/29*	9/56*
نمایی یک پارامتری	0/336	38/62	188/45
نمایی دو پارامتری	0/286	29/74	134/15
گاما دو پارامتری	0/039*	0/27*	10/589
گاما سه پارامتری	0/041*	0/29*	8/67*
جانسون S_B	0/034*	4/13	-
لگ نرمال دو پارامتری	0/046*	0/44*	4/57*
لگ نرمال سه پارامتری	0/038*	0/30*	10/42
نرمال	0/090	1/94	5/59*
وایبول دو پارامتری	0/07	1/64	6/91
وایبول سه پارامتری	0/061	0/74	11/13

جدول3-مقایسه مدل‌های مختلف آماری جهت برازش ارتفاع درختان راش

*فرض صفر پذیرفته می شود یعنی داده ها از توزیع مورد نظر تبعیت می کنند.

بحث

باتوجه به اهمیتی که قطر برابرسینه و ارتفاع به‌عنوان اصلی‌ترین متغیرهای بیومتریک درختان جنگلی دارند، مطالعه بر روی آن‌ها از اهمیت ویژه-ای برخورداراست استفاده از مدلهای آماری مناسب در برنامه‌ریزی برای جنگل‌ها بسیار مفید بوده و برای پیش‌بینی وضعیت پراکنش درختان در یک توده جنگلی حایز اهمیت است(نانانگ 1998). با-توجه به مطالعه حاضر و سایر مطالعات در این زمینه می توان به این نتیجه رسید که توزیع‌های

احتمالی در برآورد و نحوه پراکنش قطری و ارتفاعی و سایر مشخصه‌های کمی مهم کاربرد دارد و می‌توان از مدل‌های آماری به‌منظور ارائه بهترین الگوهای پراکنش درختان استفاده نمود. مطالعات نمرانیان (1369)، متاجی و همکاران (1379) در منطقه گرازبن خیرود کنار نوشهر نشان می‌دهد که توزیع‌های وایبول و بتا برای قطر برابرسینه در این منطقه مناسب می‌باشد. محمد علی زاده و همکاران(1388) در منطقه گرازبن توزیع گاما را دارای توانایی بیشتری برای تبیین قطر برابرسینه معرفی می‌نماید که با یافته‌های این مطالعه مطابقت دارد زیرا از بین توزیع‌های به‌کار گرفته‌شده در این بررسی توزیع گاما دو پارامتری برازش مناسبی را برای توزیع قطر درختان راش در منطقه مورد مطالعه ایجاد نموده است. گرچه توزیع‌های جانسون S_B ، لگ‌نرمال سه پارامتری، وایبول سه پارامتری، بتا و گاما سه پارامتری نیز به ترتیب قابلیت برازندگی قطر درختان راش را دارا می‌باشند. امان زاده و همکاران (1390) نیز چگونگی پراکنش قطری توده‌های راش را در مراحل مختلف تحولی در جنگل‌های شفارود مورد بررسی قرارداده و نتیجه گرفتند که توزیع‌های آماری در مراحل مختلف تحولی جنگل یکسان نبوده به‌طوری که توزیع لگ‌نرمال سه پارامتری در مرحله تحولی اولیه دارای برازش مناسبی بوده و در مرحله تحولی اوج توزیع بتا و برای مرحله تحولی تخریب توزیع جانسون S_B مناسب‌ارزیابی شدند که بازهم با نتایج این مطالعه همخوانی دارد. در مطالعه دیگری که توسط فلاح چای (2011) به‌منظور بررسی چگونگی توزیع قطر برابرسینه درختان راش و برازش آن به‌وسیله توزیع‌های آماری صورت گرفته نشان داده‌شد که توزیع بتا در جهات جنوبی، غربی و شرقی و توزیع نمایی نیز در جهت غربی برازش خوبی را برای توزیع قطر درختان راش ایجاد نموده‌اند. در مقایسه نتایج این مطالعه با مطالعات انجام شده در سایر کشورها از آن‌جایی که بیشتر مطالعات در توده‌های همسال و سوزنی برگ صورت گرفته مقایسه چندان مطلوب نخواهد بود. به‌عنوان مثال(نرد- لارسون 2006).توزیع وایبول را برای پراکنش قطر درختان مناسب می‌داند.(کائو 2004). توزیع وایبول سه پارامتری را برای توصیف توزیع قطر درختان کاج تدا معرفی می‌نماید. (لی فنگ و گزین-نیان 2010).مدل توزیع وایبول را در مقایسه با توزیع‌های دیگر دارای قدرت برازش بیشتری برای قطر درختان در تراکم‌های مختلف دانسته و (ژانگ و لی 2010). نیز توزیع وایبول را دارای توان بیشتری جهت تبیین توزیع قطر درختان کاج چینی در جنگل‌های شمال غربی کشور چین معرفی می‌کند. همان‌طوری‌که ملاحظه می‌شود در توده‌های جنگلی که از نظر ساختار، آمیختگی و وضعیت اجتماعی درختان متفاوت هستند مدل‌های آماری مختلفی را می‌توان انتظار داشت. در خصوص برازش فراوانی ارتفاع از آن‌جایی که تاکنون کمتر مطالعات مشابهی صورت گرفته نمی‌توان مقایسه درستی انجام داد. اما این مطالعه نشان‌داد که توزیع‌های آماری بتا، گاما دو پارامتری، گاما سه پارامتری، جانسون S_B ، لگ‌نرمال دو و سه پارامتری قدرت توصیف ارتفاع درختان راش را در منطقه مورد مطالعه داشته ولی چون توزیع بتا براساس تمام آزمون‌های نیکویی برازش بکار رفته

در این بررسی معنی‌دار شده‌است لذا دارای قدرت برازندگی بیشتری نسبت به سایر مدل‌ها برای تبیین ارتفاع درختان راش می باشد. در انتها باید گفت که نتایج حاصل از این مطالعه تحت تاثیر داده‌های آن بوده و امکان متفاوت بودن آن در مطالعات دیگر وجود دارد. و امروزه باتوجه به توسعه نرم-افزارهایی با قابلیت‌های بالاتر پیشنهاد می‌شود که این‌گونه مطالعات در توده‌های طبیعی و دست کاشت خالص و آمیخته‌و همچنین گونه‌های نادر جنگل‌های شمال صورت پذیرد.

سپاسگزاری

این مطالعه با حمایت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد لاهیجان صورت‌گرفته که بدین وسیله از مسئولان محترم آن تشکر و قدردانی به-عمل می‌آید.

منابع

1- امان زاده، ب.، ثاقب طالبی، خ.، فدایی،خانجانی، ب و همتی،ا.، 1390.ارزیابی توزیع های آماری در بردآورد پراکنش تعداد در طبقات قطری توده های راش شفارود در مراحل تحولی جنگل، تحقیقات جنگل و صنوبر ایران19(2): 267-0254

2-بینام، 1367. طرح جنگلداری سری7 شن رود سیاهکل. اداره کل منابع طبیعی استان گیلان. 310ص.

3-بیهمتا،م.ر. وزارعچاهوکی،م.ع.، 1387. اصول آمار درعلوم منابع طبیعی.انتشارات دانشگاه تهران.300 ص.

4-فلاح، ا.، زبیری، م. و مروی مهاجر، م. ر.،1384 . ارائه مدل مناسب پراکنش تعداد در طبقات قطری تودههای طبیعی وناهمسال راش شمال ایران. مجله منابع طبیعی ایران، 58(4) : 813 – 821.

5-متاجی، ا.، حجتی،م. و نمیرانیان، م.، 1379. مطالعه پراکنش تعداد در طبقات قطری در جنگلهای طبیعی با کاربرد توزیع های احتمالی. مجله منابع طبیعی ایران،53(2) :171 – 165.

6- محمدعلیزاده، خ.، زبیری، م.، نمیرانیان،م.، هورفر، ع. و مروی مهاجر،م. ر.، 1388. برازش توزیع فراوانی قطر برابرسینه بابکارگیری برخی مدلهای (توزیع های) آماری (مطالعه موردی : جنگل خیرودکنار–نوشهر). تحقیقات جنگل وصنوبر ایران، 17(1) : 124 – 116.

7-نمیرانیان، م.، 1369. کاربرد تئوریهای احتمالات در تعیین پراکنش درختان درطبقات قطری مختلف. مجله منابع طبیعی ایران، 44: 93 – 108.

8-Alder, D., 1995. Growth modeling for mixed tropical forests. In: Tropical Forest Papers. Oxon: Nuffield press., 30: 211 -230.

9-Bailey, R. L. and Dell, T R., 1973. Quantifying diameter distributions With the Weibulldistribution . Forest Science, 19: 97-104.

10-Burnham, R. N., 2002. Dominance, diversity and distribution of Iianas in Yasuni Ecuador : Who is on top? J Trop Ecol, 18 : 845 – 864.

11 -Cao, Q. V., 2000. Prediction of annual diameter growth and Survival for individual trees from Periodic measurements. Forest Science, 46: 127-131.

12-Cao, Q. V., Li, S. S. and Mcdill, M. E., 2002. Developing a System of annual Tree growth equations for the Loblolly Pine Shortleaf pine type in Louisiana. Canadian Journal Forest Research, 32: 2051-2059.

13-Cao, Q. V., 2004. Predicting Parameter of a Weibull function for modeling diameter distribution. Forest Science, 50(5) : 682 – 685.

14-Chen, C.X., Chen, P.L., Liu, J. and Li, X. H., 2004. Studies on The Stand Structure laws of natural uneven-aged forests in North Fujian.J Fujian Forest Sci Tech,31(1): 1-4.

15-Curtis, R. O., Clendenen, G.W. and Renkama, D.L., 1981. A new stand Simulator for Coast Douglas- Fir: DFSIM User Guide. General Technical Report PNW- 128. Portland, USDA Forest Service, pacific Northwest Forest and Range Experiment station.

16-Fallahchai, M. M., 2011. The Fagusorientalis (Beech) diameter frequency fit with probability distribution in Iran's north forests. International Journal of Academic Research, 3(2): 814 – 819.

17-Gorgoso Varela, J.J., Rojo – Alboreca, A., Afif – khouri, E. and Barrio – Anta., 2008.Modelling diameter distributions of brich (Betulaalball.) and Pendunculate Oak (Quercucrobur L.) Stands in northwest Spain with the Beta distribution. Investigation Agaria: Sistemas y recursosForestales, 17: 271-281.

18-Li-feng, Z. and Xin – nian, Z., 2010. Diameter distribution of trees in natural Stands managedon Polycyclic Cutting system. For.Stud.China,12(1) : 21-25.

19-Liu, C.M., Zhang, S.Y., Lei, Y., Newton, P.F. and Zhang, L.J., 2004. Evaluation of three methods for Predicting diameter distributions of black Spruce (Piceamariana) Plantations in central Canada. Canadian Journal Forest Research, 34: 2424-2432.

20-Li, X. F., Tang, S.Z. and Wang, S.L., 1998. The Establishment of variable density Yield table for Chinese plantation in DagangshanExperment Bureau. Forest research, 4:382- 389.

21-Li, X. H., Lu, Y. C., Yuan, C. X., Lei, X. D., Meng, J. H. and Wang, X. M., 2006. The Study on Stand Stem namber - diameter distribution on forest district of Lupan mountains. J Inner Mongolia AgricUniv, 27(4) : 68 – 72.

22-Lu, Y. C., Lei, X.D. and Jian, D.L.,2003. A new function for modeling diameter frequency distribution in The tropical rain forest of Xishuangbanna, Southwest of China. For. Stud. China,5(2): 1-6.

23-Meng, X.Y., 1988. A Study of The relation between D and H-distribution by Using the Weibull function. Journal of Beijing Forestry University, 10: 40-47.

24-Nanang, D. M., 1998. Suitability of The Normal, Log – normal and Weibull distribution for fitting diameter distribution of neem Plantations in Northern Ghana. Forest Ecology and Management, 103 : 1-7.

25-Newton, P.F., Lei, Y. and Zhang, S. Y., 2005. Stand – level diameter distribution Yield model for black Spruce Plantations. Forest Ecology and Management, 209: 181-192.

26-Nord – Larson, T. and Cao, Q. V., 2006. A diameter distribution model for even- aged beech in Denmark. Forest Ecology and Management, 231 : 218-225.

27-Shi, L.D., 2006. Study on model of optimum diameter distribution in actual uneven- aged forests. Inner Mongolia Forest Invest Design, 29(2):50 – 52.

28-Tang, S, Z., Li, X. F. and Wang, Z.H.,1993. The development of studies on stand growth models. Forest research, 8:672-679.

29-Wei, Z. C., 2006. Application of stand models Larixolgensis plantations. Journal of Northeast Forestry university, 34:31-33.

30-Zhang, S., Amateis, R.L. and Burkhart, H. E.,1997. Constraining individual Tree diameter increment and Survival models for loblolly pine plantations. Forest Science, 43:414-423.

31-Zhang, X. Q. and Lei, Y. C., 2009. Comparison of annual individual-tree growth models based on Variable rate and Constant rate methods. Fores Research, 22: 824-828.

32-Zhang, X. and Lei, Y., 2010. A linkage among whole – stand model, individual tree model and diameter - distribution model. Journal of Forest Science, 56(12):600 – 608.

33-Zwillinger, D.and Kokoka, S., 2000. CRC Standard probability and Statistics table and formulae. Chapman & Hall, CRC, 554p.