

ЕДНА ВЪЗМОЖНОСТ ЗА ОПРЕДЕЛЯНЕ НА ТЕКУЩИЯ МАСОВ ПРИРАСТ ЧРЕЗ ВЗАИМОВРЪЗКАТА МУ С НЯКОИ ТАКСАЦИОННИ ПОКАЗАТЕЛИ ПРИ БЕЛБОРОВИТЕ НАСАЖДЕНИЯ

Евгени Димитров¹, Явор Порязов¹, Тома Тончев¹, Ивайло Марков², Илко Добричов¹,
Гено Пеев²

¹ Лесотехнически университет, София

² Институт за гората, Българска академия на науките, София

Резюме

В работата е представена връзка между процента на текущия масов прираст в зависимост от кръговата площ на хектар при бялборовите насаждения. За аналитичното ѝ представяне бяха използвани два модела – парабола (1) и хипербола (2). Те бяха приложени поотделно за всеки бонитет. Необходимата информация за намиране на параметрите на моделите възлиза на 946 броя пробни площи, заложили в над 46 горски стопанства. Еднофакторните коефициенти са големи и се изменят от 0,829 до 0,913 за модел (1), а за модел (2) от 0,819 до 0,874. Стандартната грешка на оценката се изменя за различните бонитети от 0,689 до 0,785 за модел (1), а за модел (2) от 0,746 до 0,865. Регресионните и корелационните коефициенти са значими, а моделите са адекватни. Получените еднофакторни регресионни уравнения от (3) до (12) може да се използват за някои приблизителни разчети.

Ключови думи: бял бор, процент на текущ масов прираст, еднофакторен регресионен анализ, параболичен, хиперболичен модел.

Key words: Scots pine, percent of current volume increment, regression analysis, parabolic, hyperbolic model.

JEL: Q23.

Съвременната епоха се характеризира с ускорени темпове на развитие на производството и интензивно природоползване. Мащабите на използването на природните ресурси с всяка изминала година се разширяват. В сферата на производството се включват все нови и нови видове ресурси. Процесът на потреблението им върви твърде бързо, така че, ако не се предприемат мерки за тяхното възпроизводство, то в недалечно бъдеще някои видове ресурси ще се окажат напълно изчерпани. Към числото на такива ресурси се отнасят и гората.

Разбираемо е, че когато говорим за горски ресурси трябва да се разбира и се отнася преди всичко за дървесните запаси. В по-широк смисъл те включват в себе си не само дървесния запас, но и недървесните ресурси (горски плодове, животински продукти, лекарствени растения и т.н.), а така също защитни, водоохранни и рекреационни свойства на гората. Ние ще се спрем тук само на дървесните ресурси, които имат извънредно важно значение за развитието на промишленото производство и ежедневния бит на човека и обществото.

Общата и характерна черта на съвременното развитие на потреблението на горски ресурси е, че то е свързано с непрекъснато увеличение на обема на дърводобива. Следва да отбележим обаче, че ръстът на дърводобива е за сметка изцяло на дървесния запас, който се е натрупал

по-рано от природата. Обаче този източник на дървесни ресурси може твърде лесно и бързо да бъде изтощен. При това трябва да се знае и да не се изпуска от нашия поглед, тъй като възпроизводството на горските ресурси се осъществява много бавно. Така например за възстановяване на гора, която да е пригодна за добив на едра строителна дървесина над 30 cm дебелина за по-голяма част от дървесните видове се изисква сто години. Това ни подсказва, че съществените изменения в природата протичат много по-бавно, отколкото в обществото. В тази връзка отново възниква проблемът за текущия дървесен прираст, който попълва и поддържа на някакво ниво (най-добре е да води до неговото увеличение) дървесния запас. Ежегодният обем на текущия дървесен прираст трябва не само да компенсира обема на добитата дървесина, но и да бъде по-голям от нея, защото ние няма да можем в перспектива да увеличим лесоползването без да изтощим дървесните ресурси. Следователно текущият прираст на дървостойките се явява в ролята на регулатор на лесоползването. Но както е важен въпросът за текущия масов прираст, така е важен и въпросът за неговото определяне.

Задачата на настоящето изследване е да се направи опит за пореден път на основата на взаимовръзката и зависимостта на текущия масов прираст с някои таксационни показатели,

да преодолеем тези трудности и да покажем една възможност за неговото задоволително определяне. За установяване на връзката между процента на текущия прираст масов прираст в зависимост от кръговата площ на хектар бяха направени измервания за набавяне на тези таксационни показатели по бонитети. Понататъшния експериментален материал е събран от различни горски стопанства е групиран и обработен по бонитети. Подробности относно получаването на абсолютната и относителна величина на текущия масов прираст и факторите, с които той е свързан са подробно описани в по-ранни изследвания [5, 6] и още по-пълно в Димитров [4].

Качественият анализ показва, че в пределите на един и същи бонитет между процента на текущия масов прираст и кръговата площ на хектар на бялборовите дървостои съществува тясна връзка. Показването на тази връзка е първия етап на анализа, за който има задълбочаване и конкретизиране, а именно:

- При първата степен на задълбочаване на този анализ и конкретизиране, задачата е да се установи дали и доколко обективно съществува тази връзка и зависимост и дали предполагаемите закономерности са реално съществуващи.

Преди да преминем към втората законоразкриваща степен на анализа трябва да подчертаем, че пренебрегването и измерването на различните факториални влияния и връзки се дължи на причини от обективен и субективен характер. Обективните причини се свеждат до това, че тези връзки и зависимости се коренят преди всичко в сложната същност на самата лесовъдско-таксационна действителност, както и на липсата на достатъчна информация. Субективни – дължат се основно на липсата на достатъчно прецизни и пригодни за практическите изследвания методи на анализа. Към това трябва да се прибави и факта, че нашите таксационни кадри, включително и някои от изследователите, все още са слабо запознати със съществуващите методи, които са подходящи за подобни анализи и рядко ги използват в своята аналитична и изследователска работа. Едва напоследък във връзка с разширяване на математизацията на лесовъдските и таксационни изследвания започнаха да се използват такива ефективни методи за анализ, каквито са методите на корелационното смятане, на регресионния и дисперсионния анализ, на различните методи за проверка на хипотези и много други статистически методи. В това отношение, обаче, има какво още да се желае – тяхното приложение все още не е станало достатъчно масово в аналитичната работа и което е още по-важно, че

винаги резултатът от тяхното конкретно приложение се тълкува съобразно действителната им познавателна същност. И сега, за да установим дали и доколко обективно съществува връзка между процента на текущия масов прираст (Y) и кръговата площ на хектар (X₅) ще проследим по бонитети следните два аналитични израза, а именно:

$$Y_1 = A_0 + A_1 X_1^2 + A_2 X_5^2, \quad (1)$$

$$Y_1 = A_0 + A_1 \left(\frac{1}{X_1} \right) + A_2 \left(\frac{1}{X_5} \right). \quad (2)$$

- При втората степен на този анализ на задълбочаване и конкретизиране се решава проблемът за конкретното количествено измерване на връзката и зависимостта, доколкото тези количествени съотношения са стабилни във времето и пространството, или имат тенденцията да се изменят в една или друга насока. Конкретното количествено измерване се извърши по стандартен софтуер въз основа на информация за зависимата и независима променлива, както следва:

Ia бонитет:

$$Y = 12,888 - 0,366 X_5 + 0,00309 X_5^2, \quad (3)$$

$$Y = -0,045 + 120,889 \left(\frac{1}{X_5} \right), \quad (4)$$

I бонитет:

$$Y = 13,037 - 0,409 X_5 + 0,0037 X_5^2, \quad (5)$$

$$Y = -1,052 + 147,147 \left(\frac{1}{X_5} \right), \quad (6)$$

II бонитет:

$$Y = 12,441 - 0,422 X_5 + 0,0041 X_5^2, \quad (7)$$

$$Y = -1,098 + 131,781 \left(\frac{1}{X_5} \right), \quad (8)$$

III бонитет:

$$Y = 10,634 - 0,4044 X_5 + 0,0044 X_5^2, \quad (9)$$

$$Y = -0,582 + 93,439 \left(\frac{1}{X_5} \right), \quad (10)$$

IV бонитет:

$$Y = 10,204 - 0,397 X_5 + 0,0044 X_5^2, \quad (11)$$

$$Y = -0,821 + 94,008 \left(\frac{1}{X_5} \right), \quad (12)$$

където:

Y е текущият масов прираст, %;
 X_5 – кръговата площ на хектар, m^2/ha .

Преди да изразим количествено наблюдаваната връзка допуснахме, че и двата модела са пригодни и ги приложихме поотделно за всеки бонитет. Анализът на получените резултати ще покаже доколко това допускане е вярно и доколко са пригодни изпробваните два модела.

На първо място анализът ще засегне въпроса за адекватността на моделите. За целта дефинираме нулевата и алтернативната хипотеза.

Нулевата се изгражда на предположението, че моделите, които сме избрали са неадекватни и не отразяват достатъчно добре интересувашата ни зависимост. Алтернативната хипотеза е, че избраните два модела са статистически надеждни и отразяват достатъчно добре интересувашата ни връзка. Отговорът на хипотезите намираме при сравнение на емпиричната ($F_{ем}$) и теоретичната (F_m) характеристики на хипотезата за отделните бонитети. Данните за тях са представени в табл. 1.

Табл. 1. Теоретични и емпирични характеристики на хипотезата за отделните бонитети

Характеристика	Бонитети					Средно
	Ia	I	II	III	IV	
Емпирична характеристика ($F_{ем}$) за модел (1)	234,8	300,3	489,2	215,7	103,1	268,6
Емпирична характеристика ($F_{ем}$) за модел (2)	308,4	559,2	930,4	406,8	192,0	479,4
Теоретична характеристика (F_m)	3,89	3,89	3,90	3,84	3,87	3,87

Посочените сравнителни данни на емпиричната ($F_{ем}$) и теоретичната (F_m) характеристики показват, че величината на емпиричната характеристика и за двата модела и за всички бонитети е значително по-голяма от теоретичната, т.е. $F_{ем} > F_m$. Следователно нулевата хипотеза трябва да бъде отхвърлена като неправдоподобна в полза на алтернативната. Това показва, че избраните два модела на връзката между процента на текущия масов прираст и кръговата площ на хектар са адекватни.

На второ място еднофакторната корелационна връзка, реализирана чрез регресионните уравнения от (3) до (12) показва съгласно степенуването в математическата статистика [1, 8], че тя е голяма ($R_y \geq 0,8$) за двата модела и за почти всички бонитети. В това отношение изключение прави само моделът за Ia бонитет (1), където тя е много голяма ($R_y \geq 0,9$). Еднофакторните корелационни коефициенти се изменят от 0,829 до 0,913 за модел (1), а за модел (2) от 0,818 до 0,874 (табл. 2 и 3).

На трето място изчислените регресионни коефициенти, като измерители на количественото съотношение между следствието и фактора може да бъде изтъкувано за уравнение (3) и (4) по следния начин:

- За уравнение (3): Интерпретацията на това уравнение до известна степен се усложнява, тъй като изследваната кръгова площ (X_5) като фактор се явява в два члена на уравнението. Алгебричният знак на параметърът A_1 показва намаляване на процента на текущия масов прираст, като това намаляване е с начална скорост -0,366. Що се отнася до посоката на отклонението в изменението на следствието (Y), то е положително (защото знакът пред A_2 е положителен), а скоростта

на това изменение е много малка, тъй като A_2 е много малка величина ($A_2=0,00309$).

- За уравнение (4): При изменение на кръговата площ с 1 хектар следва да се очаква средно $120,889 \left(\frac{1}{X_5} \right)$ единици изменение в

процента на текущия масов прираст. Аналогично тълкуване може да се даде и на останалите уравнения, съответстващи на I, II, III и IV бонитет.

На четвърто място зависимостта се характеризира със значимост на регресионните и корелационни коефициенти. Значението на t-критерия на Student за параметрите на уравненията и за корелационните коефициенти сочат, че те са значими, тъй като $t_{ем} \geq t_m$ (табл. 2 и 3).

На пето място – критерия за „най-добра“ математическа функция се приема регресионната линия, която съответства по-добре на дадения статистически ред, ако сумата от квадратите на отклоненията на получените по този емпиричен път точки от тази линия е минимална. Изразител на това минимизиране е така наречената стандартна грешка на оценката (S_y), която е със средна големина. За модел (1) и (2) тя се представя по бонитети в табл. 4.

За модел (1) стандартната грешка на оценката се изменя по бонитети от 0,689 до 0,785, а за модел (2) от 0,746 до 0,815. Теоретичната процентна грешка за модел (1) и (2) е близка до горния предел на грешката, която се посочва от Антанайтис [1] – 20-25%, но по-голяма от грешката, която се посочва от Джурджу [3] – 15-18%.

От тук следва изводът, че направения анализ на редицата обобщаващи статистически показатели, в това число и на стандартната грешка на

Табл. 2. Резултати от спецификацията на еднофакторните регресионни модели (3)-(7)

Характеристика на модела		Уравнения				
		(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Свободен член	A_0	12,888	-0,0457	13,037	-1,0516	12,44
Регресионен коефициент	A_1	-0,366	120,889	0,4089	147,18	0,4223
	A_2	0,00309		0,0037		0,0041
Стандартна грешка на регресионния коефициент	$m_{\sigma A_0}$	0,6442	0,2054	0,5816	0,1843	0,3954
	$m_{\sigma A_1}$	0,0339	6,8842	0,0306	6,222	0,0211
	$m_{\sigma A_2}$	0,0004		0,0004		0,0003
Критерий за значимост на регресионния коефициент	t_m	1,98	1,98	1,97	1,97	1,965
	t_{a1}	-10,79	17,56	-13,35	23,65	-20,06
	t_{a2}	11,79		9,27		14,87
Коефициент на еднофакторната корелация, детерминация и интердетерминация	R	0,913	0,874	0,864	0,855	0,858
	R^2	0,833	0,764	0,746	0,732	0,736
	$1-R^2$	0,167	0,236	0,254	0,268	0,264
Стандартна грешка на R	$m_{\sigma R}$	0,017	0,024	0,018	0,019	0,014
Критерий за значимост на еднофакторен корелационен коефициент	t_m	1,98	1,98	1,97	1,97	1,965
	t_{em}	21,7	17,5	24,5	23,6	31,3
Стандартна грешка на оценката	S_y	0,689	0,815	0,785	0,805	0,778
Критерий за адекватност на моделите	F_{1m}	3,94	3,94	3,89	3,89	3,87
	F_{1em}	234,8	308,4	300,3	559,2	489,2

Табл. 3. Резултати от спецификацията на многофакторните регресионни модели (8)-(12)

Характеристика на модела		Уравнения				
		(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Свободен член	A_0	-1,0982	10,634	-0,582	10,204	-0,821
Регресионен коефициент	A_1	131,78	-0,4044	93,438	-0,3971	94,008
	A_2	0,0126	0,0044		0,0044	
Стандартна грешка на регресионния коефициент	$m_{\sigma A_0}$	0,1374	0,5171	0,165	0,819	0,2603
	$m_{\sigma A_1}$	4,3204	0,0312	4,632	0,0550	6,7845
	$m_{\sigma A_2}$	0,0021	0,0004		0,0008	
Критерий за значимост на регресионния коефициент	t_m	-1,965	1,97	1,97	1,98	1,98
	t_{a1}	30,502	-12,95	20,170	-7,271	13,856
	t_{a2}	6,051	9,84		5,075	
Коефициент на еднофакторната корелация, детерминация и интердетерминация	R	0,852	0,834	0,826	0,829	0,818
	R^2	0,726	0,696	0,683	0,687	0,669
	$1-R^2$	0,274	0,304	0,317	0,313	0,331
Стандартна грешка на R	$m_{\sigma R}$	0,015	0,022	0,023	0,032	0,34
Критерий за значимост на еднофакторен корелационен коефициент	t_m	1,965	1,97	1,97	1,98	1,98
	t_{em}	31,1	20,8	20,6	14,4	14,3
Стандартна грешка на оценката	S_y	0,792	0,732	0,746	0,749	0,766
Критерий за адекватност на моделите	$F_{1(t)}$	3,87	3,90	3,90	3,94	3,94
	$F_{1(em)}$	930,4	215,7	406,8	103,1	192,0

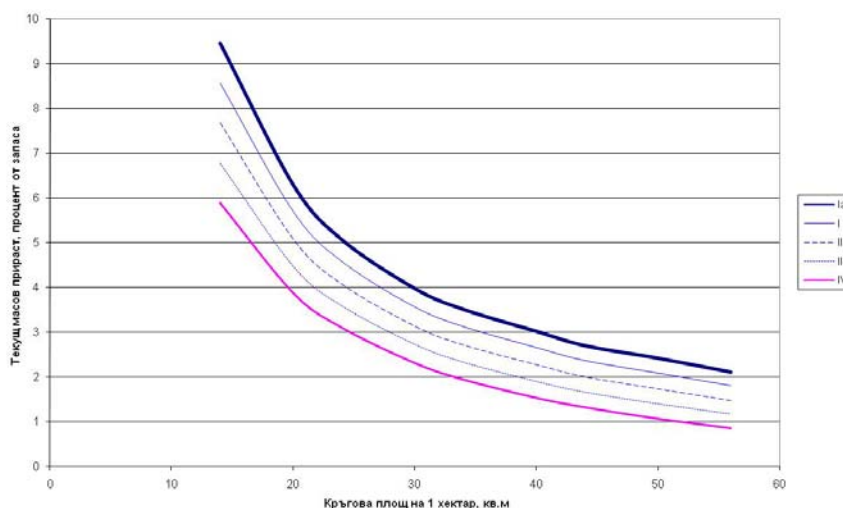
Табл. 4. Стандартна грешка на оценката по бонитети

Характеристика	Бонитети					Средно
	Ia	I	II	III	IV	
Стандартна грешка S_y за мод.(1)	0,689	0,785	0,778	0,732	0,749	0,746
Стандартна грешка S_y за мод.(2)	0,815	0,865	0,792	0,746	0,766	0,797
Средна процентна грешка P_{zv} за модел (1)	21,5	25,3	27,7	32,1	28,5	26,6
Средна процентна грешка P_{zv} за модел (2)	25,4	27,9	28,2	32,7	29,1	28,5

оценката (S_y) показва, че и двата модела – параболичния (1) и хиперболичния (2) отразяват достатъчно добре връзката между текущия масов прираст (y) и кръговата площ на 1 хектар.

Сравнително добрата достоверност на връзката ни позволява да проследим изменението на текущия масов прираст в зависимост от из-

менението на кръговата площ на 1 хектар по бонитети. Получените данни са изразени графически на фиг. 1. Те показват непрекъснато намаляване на процента на текущия прираст с влошаване на бонитета и нарастване на кръговата площ на 1 хектар.



Фиг. 1. Изменението на текущия масов прираст в зависимост от изменението на кръговата площ на 1 хектар по бонитети

Общо може да се каже, че редица изследователи работещи по тези проблеми намират за успех резултати с $R_y \geq 0,7$, а при нашия случай резултатът е по-успокояващ, тъй като корелационния коефициент е с една степен по-добър ($R_y \geq 0,8$).

Всичко това показва колко сложен и труден е проблемът за точното определяне на текущия масов прираст.

В заключение може да се отбележи, че получените резултати могат да се използват за някои приблизителни разчети при определяне на относителната, а оттам и на абсолютната величина на текущия масов прираст.

От казаното до тук могат да се направят следните изводи:

1. Установи се голяма еднофакторна корелационна връзка между относителната величина на текущия масов прираст и кръговата площ на 1 хектар.
2. Корелационните коефициенти са големи и се изменят за модел (1) при различните бонитети от 0,829 до 0,913 и за модел (2) от 0,818 до 0,874. В такава посока се изменя и стандартната грешка на оценката – средно за модел (1) тя е 0,744, а за модел (2) е 0,797.

3. Регресионните и корелационните коефициенти са значими, а моделите са адекватни.

Литература

1. Антанайтис, В., Загреев, В. *Прирост леса*. Москва. 1981.
2. Дворецкий, М. *Пособие по вариационной статистике*. Москва. 1971.
3. Джурджу, В. *Таксация текущего прироста насаждения*. Дисерт. на соискание ученой степени к.с.х. наук. Москва. 1957.
4. Димитров, Е. *Моделиране на текущия прираст по обем на нормални естествени бялборови насаждения*. 2011.
5. Димитров, Е., Тончев, Т., Порязов, Я., Добричов, И., Марков, И., Пеев, Г. *Проучване на връзката на текущия масов прираст в зависимост от средната височина при белия бор*. Управление и устойчиво развитие. 2012.
6. Димитров, Е., Петров, С., Порязов, Я., Добричов, И., Марков, И., Тончев, Т. *Еднофакторна връзка между относителната величина на текущия масов прираст и радиалния прираст на естествени бялборови насаждения*. Управление и устойчиво развитие. 2012.
7. Митрополский, А. *Техника статистических исчислений*. Москва. 1961.
8. Трулль, О. *Математическая статистика в лесном хозяйстве*. Минск. 1966.

POSSIBILITY FOR ESTIMATION OF CURRENT VOLUME INCREMENT THROUGH ITS RELATION WITH SOME STAND CHARACTERISTICS OF SCOTS PINE STANDS

**Evgeni Dimitrov¹, Yavor Poryazov¹, Toma Tonchev¹, Ivailo Markoff², Ilko Dobrichov¹,
Geno Peev²**

¹ University of Forestry, Sofia, Bulgaria

² Forest Research Institute, Bulgarian Academy of Science, Sofia, Bulgaria

Abstract

A model between percent of current volume increment in dependence of basal area per hectare for natural Scots pine stands. Its analytical expression was used parabolic (1) and hyperbolic (2) models. The information for the parameter estimation of models originates from 946 sample plot established in over 40 forestry enterprises. The correlation coefficients have big values and vary from 0,829 to 0,913 for model (1), and from 0,819 to 0,874 for model (2). The standard error of estimation for different site indices is in the intervals 0,689-0,785 for model (1) and 0,746-0,865 for model (2). The regression's and correlation's coefficients are significant and models are adequate. Presented regression equations (3-12) could be used for estimation of current volume increment for Scots pine stands in Bulgaria.