ОЩЕ ВЕДНЪЖ ПО ВЪПРОСА ЗА ОПРЕДЕЛЯНЕ НА ПРОЦЕНТА НА ТЕКУЩИЯ МАСОВ ПРИРАСТ В ЗАВИСИМОСТ ОТ ЕДНОВРЕМЕННОТО КОМПЛЕКСНО ВЛИЯНИЕ НА НЯКОИ ТАКСАЦИОННИ ПОКАЗАТЕЛИ ПРИ БЕЛБОРОВИТЕ НАСАЖДЕНИЯ

Евгени Димитров[1], Явор Порязов[1], Тома Тончев[1], Ивайло Марков[2], Илко Добричов[1], Гено Пеев[2]
[1] Лесотехнически университет, София
[2] Институт за гората, Българска академия на науките, София

Резюме

В статията се изследва едновременното комплексно влияние на средната възраст (X_1) и средния дървесен запас на хектар (X_4) върху процента на текущия масов прираст при белборовите насаждения. За реализацията на тази връзка се използваха три конкуриращи се полинома (1), (2) и (3). Параметрите на конкуриращите се модели бяха намерени за отделните бонитети по стандартна програма на компютър. Използваната информация за трите променливи произхожда от 946 белборови насаждения. Тя се разпределя по боните ти както следва: за Iа бонитет – 291 числа; за I бон. – 621 числа; за II бон. – 1062; за III бон. – 573 и за IV бон. – 291 числа. Анализът на данните показа, че най-адекватен от трите конкуриращи се модела се явява хиперболичния многофакторен модел(2). Множествено-корелационния коефициент ($R_{y/x1/x4}$) за полином (2) е много голям до голям и се изменя както следва: за Iа бон. – 0,924; за I бон. – 0,961; за II бон. – 0,912; за III бон. – 0,892 и за IV – 0,922. Съответно на това стандартната грешка на оценка ($S_{y/x1/x4}$) се изменя по бонитети от 0,518 до 0,647. Регресионните и множествено-корелационните коефициенти са значими. Най-голямо влияние върху процента на текущия прираст оказва дървесния запас на хектар (X_4), следван от средната възраст (X_1). Значителната процентна грешка (21,6%) позволява намерените по бонитети прирастни коефициенти да се използват само за някои приблизителни разчети.

Ключови думи: бял бор, процент на текущ масов прираст, многофакторен регресионен анализ, хиперболичен модел.
Key words: Scots pine, percent of current volume increment, multiple regression analysis, hiperbolic model.

JEL: Q23.

Определянето на текущия масов прираст на наличните дървостои чрез неговия процент се явява един от най-подходящите и точни начини. Целта, която си поставяме с настоящето изследване е да се установи едновременното комплексно влияние на възрастта и дървесния запас на хектар върху процента на текущия масов прираст при белборовите насаждения.

До този момент в горскотаксационната литература по въпроса за комплексното влияние на посочените таксационни показатели върху процента на текущия масов прирастне е даден изчерпателен отговор. Такъв отговор ще потърсим ние на основата на моделирането. На негова основа се гледа като на един от най-универсиалните методи на изследване и експериментиране през последните десетилетия. При осъществяването на регресионното моделиране има три последователни момента:

Първият момент е свързан с логическия подбор на факторите, които ще бъдат включени в модела. Факторите средна възраст и дървесен запас на хектар са съществено влияещи, практически целесъобразни, не са големи на брой и са измерими.

Вторият момент е свързан с осигуряването на необходимата информация. За нашия случай тя е достатъчна по количество – 946 броя насаждения, като за всяка променлива по бонитети те са както следва: за Iа бонитет – 291 числа; за Iбон. – 621; за II бон. – 1062; за III бон. – 573 и за IV бон. – 291. В количествено отношение това отговаря на изискването на Митрополский (1961), че трябва да бъде 30 пъти по-голямо от броя на променливите. Освен това изходната информация е достоверна и еднородна, тъй като са изключени аномалните данни [10].

Третият момент е свързан с избора на математическа връзка. Това е един от най-сложните проблеми, тъй като математическата статистика няма разработени модели за такива сложни връзки. За намирането на вида на многофакторните уравнения остават два пътя – единият е свързан със средствата на конкуриращите се модели, а другия - като се използват резултатите на еднофакторната зависимост. При композирането на многофакторната връзка ние използвахме и двете възможности. Важното е, че при отчитане на тези две възможности ние сме отговорили и на едно друго изискване, а именно, че тези модели трябва да имат аналитичен и по-прост вид [8]. В случая са избрани следните модели:

$$Y = A_0 + A_1X_1^2 + A_2X_4^2, \quad (1)$$

$$Y = A_0 + A_1\left(\frac{1}{X_1}\right) + A_2\left(\frac{1}{X_4}\right), \quad (2)$$

$$Y = A_0 + A_1\left(\frac{1}{X_1}\right) + A_2\left(\frac{1}{X_4}\right) + A_2\left(\frac{1}{X_1X_4}\right). \quad (3)$$

Сега може да се пристъпи към крайния етап, а именно намиране на количествената характеристика на моделите на тази връзка. С помощта на стандартен софтуер бяха намерени параметрите на моделите (1), (2) и (3). В резултат на това се получиха следните регресионни уравнения:

Ia бонитет:

$$Y = 5{,}267 - 0{,}00031X_1^2 - 0{,}0000007X_4^2, \quad (4)$$

$$Y = -0{,}2533 + 31{,}901\left(\frac{1}{X_1}\right) + 640{,}18\left(\frac{1}{X_4}\right), \quad (5)$$

$$Y = 0{,}1304 + 32{,}619\left(\frac{1}{X_1}\right) + 367{,}32\left(\frac{1}{X_4}\right) + 3697{,}02\left(\frac{1}{X_1X_4}\right), \quad (6)$$

I бонитет:

$$Y = 4{,}851 - 0{,}00035X_1^2 - 0{,}0000006X_4^2, \quad (7)$$

$$Y = -0{,}245 + 22{,}402\left(\frac{1}{X_1}\right) + 654{,}78\left(\frac{1}{X_4}\right), \quad (8)$$

$$Y = 0{,}529 + 24{,}217\left(\frac{1}{X_1}\right) + 157{,}99\left(\frac{1}{X_4}\right) + 7546{,}9\left(\frac{1}{X_1X_4}\right), \quad (9)$$

II бонитет:

$$Y = 4{,}357 - 0{,}00026X_1^2 - 0{,}0000004X_4^2, \quad (10)$$

$$Y = 0{,}183 + 25{,}803\left(\frac{1}{X_1}\right) + 310{,}504\left(\frac{1}{X_4}\right), \quad (11)$$

$$Y = 0{,}054 + 26{,}03\left(\frac{1}{X_1}\right) + 371{,}47\left(\frac{1}{X_4}\right) - 1076{,}7\left(\frac{1}{X_1X_4}\right), \quad (12)$$

III бонитет:

$$Y = 3{,}801 - 0{,}00029X_1^2 - 0{,}0000002X_4^2, \quad (13)$$

$$Y = 0{,}422 + 21{,}501\left(\frac{1}{X_1}\right) + 183{,}79\left(\frac{1}{X_4}\right), \quad (14)$$

$$Y = 0{,}422 + 21{,}501\left(\frac{1}{X_1}\right) + 189{,}79\left(\frac{1}{X_4}\right) - 0{,}026\left(\frac{1}{X_1X_4}\right), \quad (15)$$

IV бонитет

$$Y = 3{,}861 - 0{,}0020X_1^2 - 0{,}0000002X_4^2, \quad (16)$$

$$Y = 0{,}059 + 26{,}107\left(\frac{1}{X_1}\right) + 157{,}31\left(\frac{1}{X_4}\right), \quad (17)$$

$$Y = 0{,}243 + 26{,}86\left(\frac{1}{X_1}\right) + 76{,}25\left(\frac{1}{X_4}\right) + 1537{,}13\left(\frac{1}{X_1X_4}\right), \quad (18)$$

където:

у е текущият масов прираст, %;

X_1 – средната възраст на насаждението, год.;

X_4 – дървесният запас на хектар, m^3.

На този етап предстои да видим как е реализирана в конкретните условия на всички бонитети тази връзка, изразена с многофакторните регресионни уравнения от (4) до (18).

Ние имаме основание да очакваме, че при така събраната количествена информация за всички бонитети, че тя ще се прояви цялостно и ще носи закономерен, а не случаен характер.

Нашето внимание ще насочим на първо място към коефициента на множествена корелация, тъй като той е твърде показателен. Данните сочат, че включването на двата фактора – средна възраст (x_1) и дървесния запас на хектар (x_4), множествено-корелационните коефициенти са нараснали при всички бонитети при моделите (2) и (3) в сравнение с еднофакторната регресия (табл. 1, 2 и 3). За прегледност ще извършим съпоставка по бонитети на множествено-корелационните и еднофакторните коефициенти (табл. 4).

Табл. 1. Резултати от спецификацията на многофакторните регресионни модели (4)-(8)

Характеристика на модела		Уравнения				
		(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Свободен член	A_o	5,267	-0,2533	0,1304	4,8510	-0,245
Регресионен коефициент	A_1	-0,00031	31,901	32,6196	-0,0004	22,402
	A_2	-0,0000007	640,148	367,325	-0,0000006	654,78
	A_3			3697,02		

(продължение)

Характеристика на модела		**Уравнения**				
		(4)	**(5)**	**(6)**	**(7)**	**(8)**
Стандартна грешка на регресионния коефициент	$m_{\sigma Ao}$	0,2082	0,1686	0,3589	0,1267	0,135
	$m_{\sigma A1}$	0,0002	6,9222	6,9307	0,000007	4,718
	$m_{\sigma A2}$	0,0000002	117,25	254,06	0,0000001	65,803
Критерий за значимост на регресионния коефициент	t_m	1,98	1,97	1,981	1,97	1,97
	t_{a1}	- 1,894	4,608	4,706	- 4,858	4,748
	t_{a2}	- 3,878	5,59	1,446	- 4,212	9,951
	t_{a3}			1,210		
Коефициент на многофакторната корелация, детерминация и интердетерминация	R	0,765	0,924	0,925	0,762	0,901
	R^2	0,585	0,853	0,855	0,580	0,812
	$1-R^2$	0,415	0,147	0,145	0,420	0,188
Стандартна грешка на R	$m_{\sigma R}$	0,030	0,010	0,010	0,029	0,013
Критерий за значимост на многофакторен корелационен коефициент	F_{1m}	3,09	3,09	3,09	3,04	3,04
	$F_{2ем}$	66,2	272,7	277,1	140,8	435,9
Стандартна гр. на оценката	S_y	1,088	0,647	0,850	1,010	0,675
Критерий за адекватност на моделите	F_{1m}	3,09	3,09	3,09	3,04	3,04
	$F_{2ем}$	66,3	272,9	183,3	140,8	441,0

Табл. 2. Резултати от спецификацията на многофакторните регресионни модели (9)-(13)

Характеристика на модела		**Уравнения**				
		(9)	**(10)**	**(11)**	**(12)**	**(13)**
Свободен член	A_o	0,529	4,357	0,183	0,0540	3,801
Регресионен коефициент	A_1	24,217	- 0,0002	25,803	26,032	- 0,00029
	A_2	157,99	- 0,0000004	310,504	371,46	0,00000015
	A_3	7546,9			- 1076,71	
Стандартна грешка на регресионния коефициент	$m_{\sigma Ao}$	0,239	0,0951	0,077	0,1378	0,1178
	$m_{\sigma A1}$	4,588	0,000004	2,736	2,7428	0,000005
	$m_{\sigma A2}$	143,58	0,0000001	37,17	65,509	0,0000002
	$m_{\sigma A3}$	1955,1			952,88	
Критерий за значимост на регресионния коефициент	t_m	1,97	1,965	1,965	1,965	1,97
	t_{a1}	5,277	- 5,819	9,429	9,491	- 5,337
	t_{a2}	1,100	- 3,271	8,353	5,670	0,640
	t_{a3}	3,860			- 1,130	
Коефициент на многофакторната корелация, детерминация и интердетерминация	R	0,908	0,715	0,912	0,912	0,689
	R^2	0,825	0,511	0,831	0,832	0,475
	$1-R^2$	0,175	0,489	0,169	0,168	0,525
Стандартна грешка на R	$m_{\sigma R}$	0,012	0,031	0,011	0,011	0,038
Критерий за значимост на многофакторен корелационен коефициент	F_{1m}	3,04	3,02	3,02	3,02	3,04
	$F_{2ем}$	480,8	183,4	863,0	869,1	85,0
Стандартна гр. на оценката	S_y	0,653	1,059	0,622	0,622	0,962
Критерий за адекватност на моделите	F_{1m}	3,04	3,02	3,02	3,02	3,04
	$F_{2ем}$	319,0	183,3	865,4	577,8	85,1

Табл. 3. Резултати от спецификацията на многофакторните регресионни модели (14)-(18)

Характеристика на модела		**Уравнения**				
		(14)	**(15)**	**(16)**	**(17)**	**(18)**
Свободен член	A_o	0,422	0,422	3,861	0,0596	0,243
Регресионен коефициент	A_1	21,501	21,501	- 0,0002	26,107	26,867
	A_2	189,80	189,79	- 0,0000002	157,308	76,247
	A_3		- 0,0263			1537,13

(продължение)

Характеристика на модела		Уравнения (14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Стандартна грешка на регресионния коефициент	$m_{\sigma Ao}$	0,0903	0,167	0,153	0,125	0,204
	$m_{\sigma A1}$	3,2698	3,379	0,000003	3,758	3,812
	$m_{\sigma A2}$	47,291	66,455	0,0000002	41,446	82,605
	$m_{\sigma A3}$		980,930			1355,68
Критерий за значимост на регресионния коефициент	t_m	1,97	1,97	1,97	1,98	1,98
	t_{a1}	6,575	6,362	- 6,081	6,946	7,047
	t_{a2}	4,013	2,856	- 1,476	3,795	0,923
	t_{a3}		- 0,00003			1,133
Коефициент на многофакторната корелация, детерминация и интердетерминация	R	0,892	0,892	0,725	0,922	0,923
	R^2	0,795	0,795	0,526	0,850	0,852
	$1\text{-}R^2$	0,205	0,205	0,474	0,150	0,148
Стандартна грешка на R	$m_{\sigma R}$	0,015	0,015	0,034	0,011	0,011
Критерий за значимост на многофакторен корелационен коефициент	F_{1m}	3,04	3,04	3,09	3,09	3,09
	$F_{2ем}$	364,5	364,5	52,2	266,3	270,5
Стандартна гр. на оценката	S_y	0,601	0,602	0,292	0,518	0,517
Критерий за адекватност на моделите	F_{1m}	3,04	3,04	3,09	3,09	3,09
	$F_{2ем}$	365,5	242,4	52,2	266,9	178,9

Табл. 4. Сравнителни данни на многофакторните и еднофакторните корелационни коефициенти

Характеристика на модела	Бонитети Ia	I	II	III	IV	Средно
Множествено-корелационни коефициенти $R_{y/x1/x4}$						
Множествено-корелационен коефициент $R_{y/x1/x4}$ за модел (1)	0,765	0,762	0,715	0,689	0,725	0,731
Множествено-корелационен коефициент $R_{y/x1/x4}$ за модел (2)	0,924	0,901	0,912	0,892	0,922	0,910
Множествено-корелационен коефициент $R_{y/x1/x4}$ за модел (3)	0,925	0,908	0,912	0,892	0,923	0,912
Еднофакторни корелационни коефициенти $R_{y/xi}$						
Еднофакторен корелационен коефициент за $y=f(A_{ср.})$	0,900	0,913	0,901	0,893	0,876	0,897
Еднофакторен корелационен коефициент за $y=f(V_{ha})$	0,905	0,890	0,888	0,865	0,880	0,886

Сравнителните данни показват, че:

- Съгласно степенуването в математическата статистика [2, 6, 9] множествено - корелационните коефициенти при всички бонитети за моделите (2) и (3) са близки и много големи (R_y>0,9) до големи (R_y>0,7) само при III бонитет.
- Множествено-корелационните коефициенти са по-големи (не много по-големи) и от най-големия еднофакторен корелационен коефициент. А това представлява едно от изискванията при реализиране на многофакторната регресия [7].
- Модел (3), при който има включени взаимдействащи си фактори (X_1X_4) не показва почти никакво различие в сравнение с модел (2). Незначителното му подобрение при някои бонитети не го прави по-адекватен, тъй като както ще видим понататък голяма част от регресионните коефициенти са незначими. Така, че от гледна точка на този обобщаващ статистически показател следва да се даде водещо място на хиперболичния модел (2).

На второ място нашето внимание ще бъде насочено към проверка на адекватността на моделите. Това е необходимо да се направи, тъй като при всички случаи съществува риск изпробваните от нас модели да не бъдат достатъчно точни за целите на анализа. За тази проверка има две възможности – едната се основава на дисперсионното отношение $F_1 = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$, а другата на стандартната грешка на оценката (S_y). И за двата показателя F_1 и S_y има данни, които са посочени в табл.1, 2 и 3.

Емпирическата характеристика на посоченото дисперсионно отношение (F_1) в табл.1, 2 и 3 показва, че при всички бонитети моделите (1), (2) и (3) са адекватни. Но в този случай възниква въпросът, кой от тези адекватни модели дава най-малка грешка, т.е. е най-подходящ. Отговор на този въпрос ще потърсим в следните сравнителни данни в табл. 5.

Сравнителните данни (табл. 5) показват, че теоретично обобщаващата стандартна грешка на модел (2) и (3) при всички бонитети е почти

Табл. 5. Стандартна грешка при многофакторните и еднофакторните модели

Характеристика	Бонитети					Средно
	Ia	I	II	III	IV	
Многофакторна стандартна грешка на оценка - S_y						
Теор. станд. грешка S_y – модел (1)	1,088	1,010	1,059	0,966	0,921	
Теор. станд. грешка S_y – модел (2)	0,647	0,675	0,622	0,601	0,518	0,613
Теор. станд. грешка S_y – модел (3)	0,850	0,653	0,622	0,602	0,517	
Теор. ср. процентна грешка $P_{zv\%}$	19,9	21,7	21,4	26,2	19,8	21,6
Еднофакторна стандартна грешка на оценка - S_y						
Еднофакторна стандартна грешка за $y=f(V_{ha.})$	0,713	0,710	0,695	0,664	0,634	0,683
Теор. ср. процентна грешка $P_{zv\%}$	21,9	22,9	24,0	29,1	24,1	23,6

еднаква и по-благоприятна от тази на модел (1). Стандартната грешка на оценката на модел (2) е по-благодприятна от тази на еднофакторната връзка. По-благоприятна е и средната от всички бонитети стандартна грешка (S_y=0,613) на модел (2) при многофакторната, отколкото същата при еднофакторната (S_y=0,683). Така стои въпросът и с теоретичната средна процентна грешка – при многофакторната регресия тя е $P_{zv\%}$=21,6, а при еднофакторната $P_{zv\%}$=23,6. По-благоприятните резултати на стандартната и процентна грешка при многофакторната в сравнение с еднофакторната е още едно доказателство, че многофакторната регресия е оправдана [8]. Това ще стане безспорно, ако се потвърди от анализа на регресионните коефициенти за значимост.

На трето място се налага проверката на регресионните коефициенти за значимост. „t"-регресионните коефициенти измерват промените, които настъпват в процента на текущия масов прираст($Z^{т}_{v\%}$) при всяка единица изменение на факторите. За модел (2) при всички бонитети регресионните коефициенти са значими, тъй като емпиричната характеристика ($F_{ем}$) е по-голяма от теоретичната (F_m), т.е. (табл. 1, 2 и 3). Докато при модели (1) и (3) те в повечето случаи са незначими, тъй като $F_{ем}<F_m$. Така, че това е третият по ред обобщаващ статистически показател, който показва, че таксационната връзка се отразява най-добре от модел (2).

На четвърто място нашето внимание е насочено към установяване на приноса на отделните фактори върху зависимата променлива – процента на текущия масов прираст. Този принос се определя чрез така наречения коефициент на еластичност (E_{ai}) (табл. 6).

Табл. 6. Характеристика на коефициентите на еластичност

Коефициент на еластичност	Модел	Бонитети				
		Ia	I	II	III	IV
E_{a1}	2	0,168	0,153	0,160	0,132	0,150
E_{a2}	2	0,443	0,582	0,323	0,251	0,249

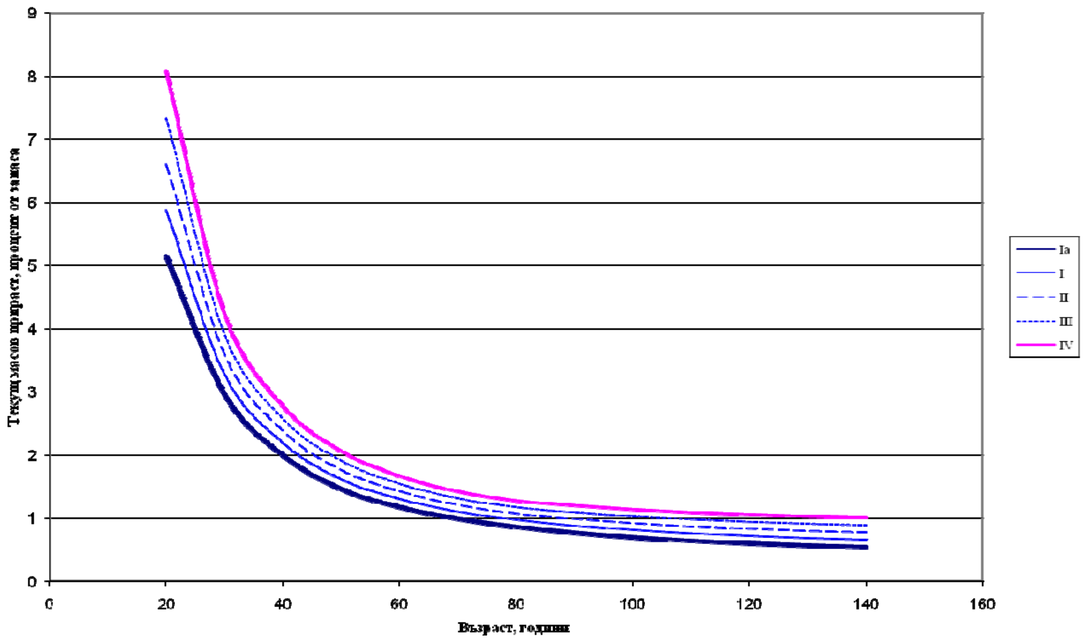
Данните от табл. 6 показват, че най-голямо влияние върху процента на текущия масов прираст при модел (2) оказва дървесният запас на хектар (X_4), следван от средната възраст (X_1).

На пето място нашето внимание е насочено към характеризиране на алгебричните знаци пред регресионните коефициенти и средните промени в процента на текущия масов прираст ($Z^{т}_{v\%}$) при промяна на всеки един от факторите с единица. Алгебричните знаци пред регресионните коефициенти са едни и същи и си запазват посоката на действие при всички бонитети за модел (2). Колкото се отнася до регресионните коефициенти има една особеност, че параметърът A_1 отразява влиянието на фактора (X_1) върху процента на текущия масов прираст ($Z^{т}_{v\%}$), при условие, че параметърът A_2 (запас на хектар) отчита влиянието на фактора (X_4). Така например, ако се разгледа коефициента на регресията пред x_1 (това е $A_{o1,2}$ за уравнение (5)), ще се види, че при увеличение на средната възраст с 1 година и елиминиране на фактора на (X_4) – процента на текущия масов прираст ще се намали с 31,9. Ако се вземе другият коефициент на регресията $A_{o2,1}$ за същото уравнение, то с увеличение на дървесния запас с 1 m^3 на хектар и елиминиране на влиянието на средната възраст (X_1) процента на текущия масов прираст ще се намали още с 640,1. Аналогична оценка може да се направи и за коефициентите на останалите регресионни уравнения.

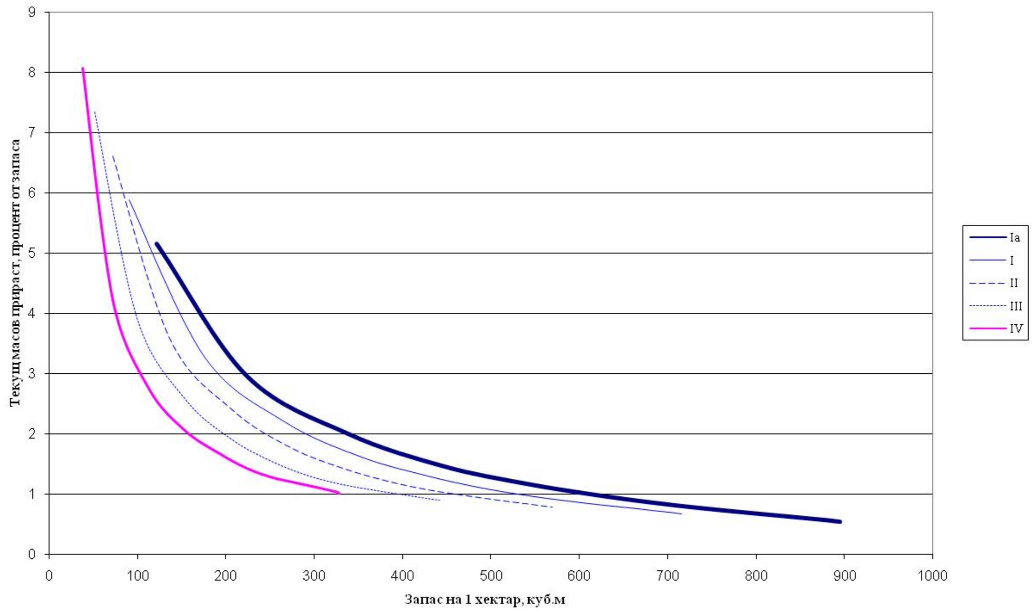
Обобщаващите статистически показатели показаха, че връзката на процента на текущия масов прираст със средната възраст (x_1) и дървесния запас на хектар (x_4) е много голяма и устойчива. Това ни позволи да проследим (по уравнението на модел (2) за всички бонитети) изменението на процента на текущия масов прираст в зависимост от средната възраст (X_1) (табл. 7, фиг. 1) и в зависимост от дървесния запас на хектар (X_4) (табл. 7, фиг. 2). Въпреки, че средните данни (от всички бонитети) за множествения корелационен коефициент ($R_{y/x1/x4}$=0,910) и стандартната грешка на оценката ($S_{y/x1/x4}$) са благоприятни, изчислените прирастни коефициенти по уравненията съответстващи на модел (2) при опитната проверка показаха задоволителни резултати за насаждения до към 80 години и резултати, които силно се отклоняват от действителния текущ масов прираст за насаждения на възраст над 80 години. Това може да се обясни с немалката величина на теоретичната средна процентна грешка – 21,6%. Аналогичен резултат е получен от Антанайтис и др. [1] - P_{zv}=20-25%.

Табл. 7. Прирастни коефициенти в зависимост от средната възраст и средния дървесен запас на 1 хектар, по бонитети

Acp	Ia		I		II		III		IV	
	Vha	Pzv	Vha	Pzv	Vha	Pzv	Vha	Pzv	Vha	Pzv
20	112	5,15	91	5,88	72	6,61	52	7,34	38	8,07
30	224	2,96	176	3,276	136	3,591	100	3,907	72	4,222
40	339	2	267	2,192	208	2,384	154	2,575	112	2,767
50	447	1,464	353	1,612	274	1,761	206	1,91	153	2,058
60	538	1,182	426	1,303	332	1,424	251	1,544	193	1,665
70	616	0,996	487	1,102	383	1,208	290	1,314	224	1,42
80	680	0,869	540	0,971	426	1,072	325	1,174	251	1,276
90	736	0,775	585	0,881	463	0,986	354	1,092	274	1,198
100	785	0,704	625	0,812	494	0,921	380	1,029	293	1,137
110	825	0,649	660	0,759	520	0,869	402	0,979	308	1,089
120	857	0,605	684	0,718	542	0,83	418	0,942	318	1,055
130	881	0,571	705	0,685	558	0,798	432	0,912	326	1,026
140	895	0,546	716	0,661	570	0,776	442	0,891	328	1,006



Фиг. 1. Изменението на процента на текущия масов прираст в зависимост от средната възраст



Фиг. 2. Изменението на процента на текущия масов прираст в зависимост зависимост от дървесния запас на хектар

Този резултат още веднъж потвърждава, че не всички множествено-корелационни връзки за определяне на текущия масов прираст имат еднакво практическо значение. Такива случаи бяха установени и в едни по-предишни изследвания, където текущия масов прираст беше разгледан в зависимост от други фактори [3, 4]. Многофакторните модели за изразяване на връзката на текущия масов прираст дават благоприятни резултати само когато множествено-корелационния коефициент (R_{yi}) е по-малък от 0,950. Затова изследваната от нас връзка на текущия масов прираст с многофакторните модели няма голямо практическо значение, поради което получените резултати препоръчваме да се използват само за някои приблизителни разчети.

В заключение могат да се направят следните изводи:

1. С изпробването на трите модела (1), (2) и(3) на тази връзка се установи, че най-подходящия модел е (2).
2. Множествено-корелационните коефициенти за модел (2) за почти всички бонитети са много големи (за Ia бон. R_y=0,924; за I бон. R_y=0,901; за II бон. R_y=0,912; за III бон. R_y=0,892; за IV бон. R_y=0,922).
3. Регресионните и множествено-корелационните коефициенти за модел (2) при всички бонитети са значими, а стандартната грешка на оценката е малка (задоволителна).
4. Избраните фактори са значими и са измерими.
5. Частните коефициенти на еластичност показват, че най-голямо влияние върху процента на текущия масов прираст при всички бонитети оказва дървесният запас на хектар (X_4), следван от средната възраст (X_1).
6. Установената много голяма многофакторна регресионна връзка ($R_{y/x1/x4}$=0,910) може да се използва при прогнозирането за получаването на приблизителни разчети.

Литература

1. Антанайтис В., Загреев, В. *Прирост леса*. Москва. 1981.
2. Дворецкий, М. *Пособие по вариационной статистике*. Москва. 1971.
3. Димитров, Е. *Моделиране на текущия прираст по обем на нормални естествени бялборови насаждения*. 2011.
4. Димитров, Е., Петров, С., Порязов, Я., Добричов, И., Тончев, Т., Марков, И. *Еднофакторна връзка между относителната величина на текущия масов прираст и радиалния прираст на естествени белборови насаждения*. сп. Управление и устойчиво развитие. 2012.
5. Митрополский, А. *Техника статистических исчислений*. Москва. 1961.
6. Стефанов, И., Тотев, А. *Теория на статистиката*. София. 1960.
7. Съйкова, И. *Статистико-математически методи в социал-икономическите изследвания*. София. 1970.
8. Съйкова, И. *Статистически анализ на връзки и зависимости*. София. 1981.
9. Трулль, О. *Математическая статистика в лесном хозяйстве*. Минск. 1966.
10. Френкель, А. *Математический анализ производительности труда*. Экономика. Москва. 1968.

ONCE MORE ABOUT THE QUESTION OF ESTIMATION OF THE SIMULTANEOUS COMPLEX INFLUENCE OF SOME STAND CHARACTERISTICS FOR SCOTS PINE STANDS

Evgeni Dimitrov[1], Yavor Poryazov[1], Toma Tonchev[1], Ivaylo Markov[2], Ilko Dobrichov[1], Geno Peev[2]

[1] University of Forestry, Sofia, Bulgaria

[2] Forest Research Institute, Bulgarian Academy of Sciences, Sofia, Bulgaria

Abstract

In this paper a simultaneous complex influence of age (X_1) and stand volume per hectare (X_4) on percent of current volume increment for Scots pine stands was examined. For realization of this three models (1), (2) and (3) were used. The parameters of these models were derived for each site classes. The necessary information originates from 946 Scots pine stands as follows: for Ia class – 291 cases; for I class – 621; for II class – 1062; for III class – 573 and for IV class – 291. The analysis of the data showed that the most adequate from the examined models was hyperbolic multiple model (2). The multiple correlation coefficient ($R_{y/x1/x4}$) for model (2) is very high and varies as follows: for Ia class – 0.924; for I class – 0.961; for II class – 0.912; for III class – 0.892 and for IV class – 0.922. Respectively of this standard error of estimation ($S_{y/x1/x4}$) varies by site classes from 0.518 to 0.647. The regression's and multiple-regression coefficients are significant. The biggest influence on percent of current volume increment has volume per hectare (X_4), followed by the age (X_1). Because of the high value of the percent error (21.6%) presented increment coefficient by site classes could be treated as tentative figures.