

VĚDECKÝ ČASOPIS

LESNICTVÍ

9

ROČNÍK 15 (XLII)
PRAHA,
ZÁŘÍ 1969
CENA 12 Kčs

ČESKOSLOVENSKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÝCH
ÚSTAV VĚDECKOTECHNICKÝCH INFORMACÍ

Redakční rada: člen korespondent ČSAV prof. Dr. Ing. Miroslav Vyskoč, DrSc. (předseda), Ing. Zdeněk Bludovský, prof. Dr. Ing. Václav Douda, CSc., prof. Dr. Ing. Ján Halaj, DrSc., Ing. Jan Jindra, CSc., člen korespondent ČSAV, prof. Dr. Ing. Augustin Kalandra, DrSc., prof. Dr. Ing. Václav Korf, DrSc., prof. Dr. Ing. Josef Pelíšek, DrSc., doc. Ing. Adolf Priesol, CSc., prof. Ing. Vítězslav Zásměta.

Vedoucí redaktorka Ing. Milena Staňková

© Ústav vědeckotechnických informací, Praha 1969

LESNICTVÍ uveřejňuje vědecká pojednání o vyřešených výzkumných úkolech ze všech oborů lesnické vědy, studie a rozborů. Vydává Ústav vědeckotechnických informací. Vychází měsíčně. Redakce: Praha 2, Slezská 7, telefon 257541. Celoroční předplatné Kčs 144,—.

LESNICTVÍ публикует научные статьи о разрешенных заданиях по научному исследованию в области лесохозяйственной науки, обзоры и анализы. Издает Институт научно-технической информации. Выходит в свет ежемесячно. Редакция Прага 2, Слезска 7.

LESNICTVÍ publishes scientific treatises about the solved research tasks in the line of silvicultural science, studies and analyses. Published by the Institute of Scientific and Technical Information. Issued monthly. Editorial office Prague 2, Slezská 7.

LESNICTVÍ veröffentlicht wissenschaftliche Abhandlungen über die gelösten Forschungsaufgaben auf dem Gebiete der Forstwirtschaftswissenschaft, Studien und Analysen. Herausgegeben vom Institut für wissenschaftlich-technische Informationen. Erscheint monatlich. Redaktion Praha 2, Slezská 7.

LESNICTVÍ publie les traités scientifiques concernant les tâches de recherches résous dans le domaine de science silvicole, études et analyses. Publié par l'Institut des renseignements scientifiques et techniques. Paraît une fois par mois. Rédaction Praha 2, Slezská 7.

K SOUČASNÝM PROBLÉMŮM HOSPODÁŘSKÉ ÚPRAVY LESŮ

Obecně je nyní stále více zdůrazňován mimořádný význam vědeckovýzkumné práce pro zajištění rozvoje našeho národního hospodářství na všech jeho úsecích. Pochopitelně, že to v plném znění platí i o významu našeho lesnického výzkumu na úseku hospodářské úpravy lesů. Novými teoretickými poznatky i praktickými zkušenostmi jsou postupně prohlubovány a zpřesňovány veškeré hospodářskoupravnické práce, a tím je také zvyšována odborná úroveň a praktické využití lesních hospodářských plánů. Hospodářská úprava lesů opírající se stále více o vědecké poznatky vytváří základní předpoklady pro jistotu provozních opatření a pro intenzifikaci celého našeho socialistického lesnického hospodářství. K nejširšímu využití hospodářské úpravy lesů je zapotřebí, aby se lesnický výzkum na tomto úseku zabýval aktuální problematikou, tj. řešením výzkumných úkolů, jež mají lesní hospodářské plány zpřesnit, prohloubit, ale také urychlit jejich vypracování.

Do tohoto tematického čísla Lesnictví jsme zařadili některé dílčí výsledky našeho hospodářskoupravnického výzkumu. Příspěvky, které jsou zajímavé zejména pro pracovníky hospodářské úpravy lesů, a o nichž předpokládáme, že mohou přispět k dalšímu propracování lesních hospodářských plánů.

Jde tu především o další vývoj a zpřesnění typologického průzkumu potřebného pro hospodářskoupravnické plánování. Příspěvek A. Leporského se zabývá otázkou produkčních důkazů a ověřování hypotéz při typologickém průzkumu pomocí statistických metod. Příspěvek má metodický charakter a je v něm naznačen postup při ověřování opodstatněnosti typologického vylišování na konkrétním případě pomocí testování taxačních veličin.

Je dnes jistě bezesporné, že plánování budoucího druhového složení je vysoce důležitá a zodpovědná hospodářskoupravnická práce, zatím však vědecky dosud nepropracovaná. Proto článek J. V. Oška zaměřený k metodickému řešení tohoto důležitého problému považujeme za aktuální. Je výsledkem hlubokého studia celé problematiky jak po stránce lesnické, tak i matematických metod programování. Podává původní řešení modelu na podkladě operační analýzy s využitím samočinného počítače. Původnost řešení problému je zejména v tom, že druhové složení dřevin je autorem článku optimalizováno v jednotlivých decenních po celou produkční dobu tak, aby na jejím konci byla hmotová produkce maximální.

Využití metod operační analýzy se stává i pro lesní hospodářství aktuální a zvláště pak je účelné její využití pro řešení problémů hospodářské úpravy lesů.

O urychlení a zpřesnění inventarizačních prací v tomto čísle pojednávají dva příspěvky. V článku J. Poláka o výpočtu porostních hmot pomocí relaskopicky vyšetřevých základů je pojednáno o vlivu nepřesného určení střední výčetní tloušťky na výtvarnicovou výšku u smrku a borovice. Výtvarnicová výška je totiž jednou ze základních veličin při relaskopickém určování porostních hmot, a proto jde o její přesné určení.

Výpočet porostních hmot je již dnes určitým způsobem zmechanizován, avšak je nutno tuto mechanizaci účelně dále zpracovat. Jednou z cest dalšího rozvoje mechanizace výpočtu porostních hmot je návrh J. Hradeckého a kol., kteří na základě rozboru tabulek JHK došli k analytickému výrazu, jež s dostatečnou přesností aproximuje hmotu jednotlivých stromů. Vlastní výpočet s využitím tohoto analytického výrazu je možno podle návodu autorského kolektivu vykonat na samočinném počítači E-503. Výpočet porostních hmot se tím stává rychlejší než výpočet dosavadními mechanizovanými způsoby.

Studie Š. Šmela zařazená do tohoto tematického čísla se zabývá zákonitostí ve vývoji tvaru kmene u buku a smrku z výsledků poměrně rozsáhlého počtu zpracovaných kmenových analýz. Jsou tu zhodnoceny výsledky dílčího badatelského výzkumu z biometrie lesních dřevin, jež doplňují naše poznatky o tvaru kmenů našich dvou významných dřevin.

Prof. Dr. Ing. Václav Korf, DrSc.

OVĚŘENÍ SPRÁVNOSTI HYPOTÉZY O STEJNÝCH PRODUKČNÍCH PODMÍNKÁCH NA STEJNÝCH LESNÍCH TYPECH A O RŮZNÝCH PODMÍNKÁCH NA RŮZNÝCH TYPECH PRO SMRK

■ Jedním z hlavních úkolů typologicko-stanovištního průzkumu, konaného pro účely hospodářské úpravy lesů je vylišit části hospodářských celků stejných nebo přibližně stejných produkčních možností. Přitom rozhodujícím ukazatelem uvedených vlastností je rostlinstvo, jehož druhy slouží k pojmenování typů a stávají se současně ukazateli produkčně stejných lesních ploch. Z hospodářsko-ekonomického hlediska slouží jako taxační ukazatelé produkce veličiny a jejich výslednice bonita porostu. Proto vylišení lesních ploch podle typů bude ekonomicky odůvodněno jen tehdy, bude-li v každém případě prokázáno, že vylišené plochy jednotlivých typů jsou produkčně podstatně odlišné. Tyto důkazy při typologicko-stanovištním průzkumu se nepodávají a předpokládají se hypotézy o stejné produktivitě téhož typu a o různých produkčních možnostech různých typů. Předkládaná práce obsahuje příklad ověření takových typologicko-stanovištních hypotéz pomocí soudobých statistických metod. Základní údaje, které byly použity v příkladě, byly získány na výzkumné ploše založené katedrou lesnické ekonomiky lesnické fakulty VŠZ v Brně, v odd. 42 a 43 polesí Jedovnice.

METODIKA

Na začátku výzkumu byly na celé výzkumné ploše vylišeny Ing. Vorlem a Ing. Krontorádem lesní typy uvedené v tabulce I.

V roce 1959 byly hranice typů a_1 , a_2 , a_3 označeny šňůrou. Tím na dílcích 112, 122, 123 a 124 vznikly dílčí, různě velké plochy výskytu různých typů a_1 , a_2 , a_3 přesně ohrazené jednak hranicemi dílců, jednak hranicemi typů venku jednoznačně vytyčenými. Tyto typologicky vyznačené dílčí plochy, které dále budu nazývat výběrovými plochami, jsou označeny písmeny b až s a jsou vyznačeny na mapě na obr. 1.

Kromě typů a_1 , a_2 , a_3 byly ze záměrné mapy do této mapy vyneseny hranice typu a_4 na dílcích 122, 123, 124. Tím se výběrové plochy h , m , q rozdělily na plochy h' , m' , q' , které připadly typu a_1 a plochy h'' , m'' , q'' , které se nacházely na ploše typu a_4 .

Číslo smrků rostoucích na nově vytyčených plochách bylo možno až na několik jedinců zjistit, a tím byly získány výběry stromů na všech šesti uvedených výběrových plochách. Tyto výběry sloužily k ověření hypotézy na podkladě bonit.

Jelikož všechny stromy na dílcích byly očíslovány, bylo možno zařadit každý strom do příslušného typu. Soubory stromů, které se nacházejí na jednotlivých výběrových plochách, tvořily náhodné výběry ze základních souborů, což byly všechny stromy nalézající se na plochách celých areálů vymezených typů bez jakéhokoli místního nebo plošného omezení.

Ve smyslu teorie učení o lesních typech měl by se každý lesní typ vyznačovat stejnými produkčními podmínkami odlišnými od podmínek ostatních typů. Za tohoto předpokladu i na celkové výzkumné ploše se mají vylišené lesní typy navzájem

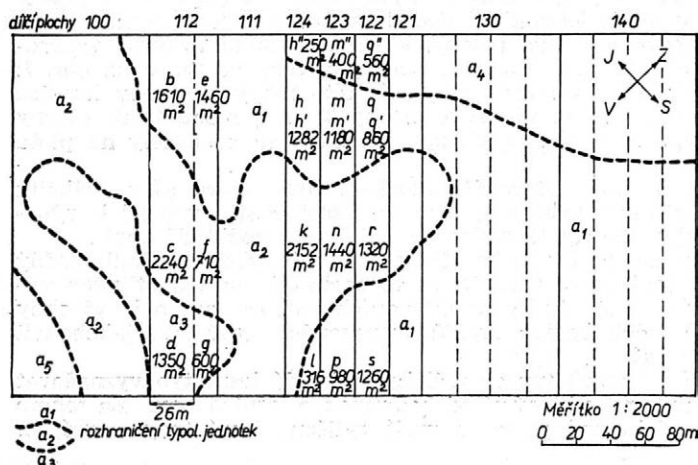
I. Přehled skupin typů a jednotlivých lesních a půdních typů vylisovaných na výzkumné ploše v polesí Jedovnice. — Survey of type groups and individual forest and soil types determined on the sample plot in the forest district Jedovnice

<i>Fagetum quercino-abietinum</i>	typ a_1	<i>Luzula nemorosa</i> , <i>Galium scabrum</i> okrová lesní půda na kulmské drobě s příměsí sprašové hlíny
<i>Fagetum quercino-abietinum</i>	typ a_2	<i>Luzula nemorosa</i> , <i>Galium scabrum</i> , <i>Avenilla flexuosa</i> střední až výrazný podzol na sprašové hlíně na kulmské drobě
<i>Fagetum quercino-abietinum</i>	typ a_3	<i>Avenilla flexuosa</i> , <i>Oxalis acetosella</i> výrazný podzol na sprašové hlíně oglejený
<i>Querceto-Fagetum</i>	typ a_4	<i>Carex pilosa</i> , <i>Luzula nemorosa</i> , <i>Oxalis acetosella</i> mírný podzol na kulmské drobě a sprašové hlíně
<i>Querceto-Fagetum tiliosum</i>	typ a_5	<i>Melica uniflora</i> , <i>Mercurialis perennis</i> humózní okrová půda na kulmské drobě

rozlišovat různými produkčními podmínkami. Naproti tomu na plochách jednotlivých typů by tyto podmínky měly být stejné a pouze vykazovat od místa k místu nahodilé kolísání. Tyto předpoklady jsou však hypotézami a jejich správnost má být ověřena. Vylisované výběrové plochy takové ověření umožňují pomocí Studentova t-testu, neboť soubory stromů na nich odpovídají náhodným výběrům ze základních souborů všech stromů na celkové rozloze dotýčeného typu v areálu jeho výskytu.

Statistickými znaky pro ověřování správnosti hypotézy, jež byly použity pro testování Studentovým t-testem, byly výčetní tloušťka a porostní bonita smrku.

Testování pomocí výčetní tloušťky bylo konáno u výběrů ze stejnověkových porostů. Testování pomocí bonity bylo konáno bez ohledu na věk, neboť bonity jako ukazatelé produkčních podmínek jsou odvozeny na podkladě porostní výšky a věku dřeviny. Proto při stejné produktivnosti lesního typu musí být bonity dřevin rostoucích na jeho ploše stejné bez ohledu na věk stromů na výběrových plochách. Pouze v porostech, u nichž věkové rozdíly přesahují rozpětí věkového stupně, je třeba



1. Náčrt pokusné plochy na polesí Jedovnice (rozlohy dílčích ploch v m²): $h = h' + h''$, $m = m' + m''$, $q = q' + q''$. — Outline of a sample plot in the forest district Jedovnice (acreage of partial plots in m²): $h = h' + h''$, $m = m' + m''$, $q = q' + q''$

II. Plošná výměra dílčích ploch typů. Polesí Jedovnice, odd. 43. — Acreage of partial plots of the types. Forest district Jedovnice, compartment 43.

Dílec		122	123	124	112	Plošná výměra
Dílčí plocha typu		v m ²				
a_1	l			316		316
	p		980			980
	$q \begin{cases} S' \\ q \\ q'' \end{cases}$	1260				1 260
		860				860
		560				560
	$m \begin{cases} m' \\ m'' \end{cases}$		1180			1 180
			400			400
	$h \begin{cases} h' \\ h'' \end{cases}$			1282		1 282
				250		250
	e				1460	1 460
	b				1610	1 610
		2680	2560	1848	3070	10 158
a_2	k			2152		2 152
	n		1440			1 440
	r	1320				1 320
	c				2240	2 240
	f				710	701
	z				30	30
		1320	1440	2152	2980	7 892
a_3	d				1350	1 350
	g				600	600
		—	—	—	1950	1 950
		4000	4000	4000	8000	20 000

vykonat dodatečné šetření ke zjištění, zda se bonity porostů s rostoucím věkem zřetelně mění. V daném případě, kdy věkové rozdíly mezi porovnávanými výběrovými plochami nepřesahují 9 let, je vliv věku na bonitu dřeviny zanedbatelný.

U výběrových ploch h'' , m'' a q'' , které náleží dvěma porostům různého věku (96 a 88 let), byl vypočten průměrný plošný věk.

Rozlohy všech výběrových ploch s jejich označením jsou uvedeny v tabulce II.

TESTOVÁNÍ HYPOTÉZY NA PODKLADĚ VÝČETNÍ TLOUŠTKY

Všechny taxační a statistické údaje o výčetních tloušťkách potřebné pro testování jsou uvedeny v tabulkách III, IV, V. Kromě testování rozdílů aritmetických průměrů výčetních tlouštěk na výběrových plochách byly testovány rozdíly u tlouš-

IV. Taxační a statistické charakteristiky výčetních tloušťek na typových plochách ve stejnověkém 77letém porostu na dílci 112.
— The dendrometric and statistical characteristics of d. b. h. in type plots in an even-aged 77-year-old stand on the subcompartment 112

Dilec	n	$d_{1,3}$	Σx^2	v	Δd	$\Sigma \Sigma x^2$	$\sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}}$	s^2	s	t	p
c	107	25,36	5269,20	160	1,98	7621,00	3,62	47,63	6,90	1,03	0,31
d	55	27,34	235,80								
Označení veličin viz tabulka III											

V. Taxační a statistické charakteristiky výčetních tloušťek na celkových výběrových plochách ve stejnověkém 84letém porostu.
— The dendrometric and statistical characteristics on the total sampling plots in an even-aged 84-year-old stand

Typ	Plocha	n	$d_{1,3}$	Σx^2	v	Δd	$\Sigma \Sigma x^2$	$\sqrt{\frac{n \cdot h_2}{n + h_2}}$	s^2	s	t	p
a_1	A_1	116	23,94	4 575,52	307	1,10	15 173,96	4,53	49,39	7,03	0,70	0,49
a_2	A_2	193	25,04	10 598,44								
a_1	A_1	116	23,94	4 575,52	146	2,74	6 079,20	5,07	41,63	6,45	2,15	0,03
a_3	A_3	32	26,68	1 503,68								
a_2	A_2	193	25,04	10 598,44	223	1,64	12 102,12	5,24	54,27	7,37	1,16	0,25
a_3	A_3	32	26,68	1 503,68								

Hodnoty p pravděpodobnosti výskytu rozdílů Δd mezi příslušnými aritmetickými průměry jsou uvedeny v tabulce VI.

VI. Přehled hodnot p pro dvojice výběrových ploch. — Outline of p - values for the couples of sampling plots

Hodnoty p pro dvojice výběrových ploch na stejných typech												
Označení dvojic výběrových ploch	kn	kr	kf	nr	nf	rf	lp	ls	ps			
Hodnoty p	0,20	0,14	0,32	0,69	0,69	0,46	0,05	0,80	0,20			
Označení typů	a_2	a_2	a_2	a_2	a_2	a_2	a_1	a_1	a_1			
Hodnoty p pro dvojice výběrových ploch na různých typech												
Označení dvojic výběrových ploch	kl	kp	ks	kg	nl	np	ns	ng	rl	rp	rs	rg
Hodnoty p	0,18	0,42	0,62	0,07	0,03	0,62	0,08	0,55	0,03	0,43	0,08	0,90
Označení typů	a_1a_2	a_1a_2	a_1a_2	a_2a_3	a_1a_2	a_1a_2	a_1a_2	a_2a_3	a_1a_2	a_1a_2	a_1a_2	a_2a_3
Označení dvojic výběrových ploch	lf	lg	pf	pg	sf	sg	fg	cd	A_1A_2	A_1A_3	A_2A_3	
Hodnoty p	0,05	0,02	0,92	0,27	0,08	0,03	0,31	0,31	0,49	0,03	0,25	
Označení typů	a_1a_2	a_1a_3	a_1a_2	a_1a_3	a_1a_2	a_1a_3	a_2a_3	a_2a_3	a_1a_2	a_1a_3	a_2a_3	

VII. Přehled četností nevýznamných, málo významných a významných hodnot p pro dílčí výběrové plochy. — Frequency outline of insignificant, little significant and significant p -values for the partial sampling plots

Dvojice testovaných typů	Četnosti hodnot p pro rozdíly Δd						Celkový počet dvojic
	nevýznamných $p \geq 0,10$		málo významných $0,10 > p > 0,05$		významných $p \leq 0,05$		
	abs.	v %	abs.	v %	abs.	v %	
$a_1 a_2$	6	50	3	25	3	25	12
$a_1 a_3$	1	33			2	67	3
$a_2 a_3$	4	60	1	20			5
Celkem	11	55	4	20	5	25	20

těk vypočtených pro celkové výběrové plochy typů a_1 , a_2 , a_3 přicházející v úva-
hu, a to

$$\left. \begin{array}{l} \text{pro plochu } A_1 = l + p + s \\ \text{pro plochu } A_2 = k + n + r + f \\ \text{pro plochu } A_3 = g \end{array} \right\} \dots\dots 1$$

Tyto plochy tvořily výběry většího rozsahu. Všechny veličiny pro plochy A_1 , A_2 , A_3 , jejichž popis je uveden v tabulce III, jsou označeny v tabulce V.

Z údajů tabulky VI lze odvodit tyto závěry: u výběrových ploch náležejících podle t -testu stejným typům jsou rozdíly aritmetických průměrů výčetních tloušťek až na jeden případ u dvojice lp nevýznamné, tj. tloušťkovou vyspělost u smrku na plochách typů a_1 a a_2 možno považovat v hranicích každého typu za stejnou a zjištěné rozdíly u těchto průměrů na jednotlivých plochách možno považovat za nahodilé.

Testování rozdílů aritmetických průměrů výčetních tloušťek u smrku na výběrových plochách různých typů poskytuje tyto výsledky: Hodnoty p uvedené v tabulce VI ukazují, že většina rozdílů Δd je nevýznamná. Vyskytují se však případy, u nichž jsou rozdíly Δd málo významné a významné. Počet případů nevýznamnosti i významnosti je uveden v tabulce VII.

Z údajů v tabulce VII možno odvodit tyto závěry: Rozdíly Δd v tloušťkové vyspělosti smrku u typů a_1 a a_2 se u poloviny případů ukázaly jako nevýznamné a u čtvrtiny případů jako málo významné. Nelze tudíž na jejich základě prokazatelně usuzovat na rozdílné růstové podmínky na příslušných výběrových plochách. Pouze u čtvrtiny případů byly tyto rozdíly významné.

U typů a_1 a a_3 byly rozdíly Δd u třetiny případů nevýznamné a u dvou třetin významné. Z toho vyplývá, že tloušťkový růst u těchto typů se ve většině případů významně lišil, avšak u značného počtu případů se i u těchto typů vzrůstové podmínky pro tloušťkový růst podstatně nelišily. Rozdíly Δd u ploch typů a_2 a a_3 jsou z 80 % nevýznamné a z 20 % málo významné. Z toho je vidět, že podmínky pro tloušťkový růst se u obou typů celkem nelišily ani podstatně, ani soustavně.

Údaje posledního řádku v tabulce VII, tj. pro všechny výběrové plochy dohromady, ukazují, že u všech srovnávaných dvojic výběrových ploch nále-

žejících různým typům nebylo u 55 % výběrů možno zjistit podstatné rozdíly v tloušťkovém růstu, neboť rozdíly Δd jsou nevýznamné, u 20 % všech výběrů nebylo možno významnost těchto rozdílů zjistit s prokazatelnou spolehlivostí. Pouze u 25 % výběrů je možno s tzv. 5 % spolehlivostí považovat rozdíly v tloušťkovém růstu za významné.

Je velmi pozoruhodné, že tyto rozdíly byly zjištěny u dvojic ploch, u nichž plocha l byla přítomna ve čtyřech případech z pěti.

U jednoho případu byl významný rozdíl zjištěn též u dvojic gs , u nichž byla zastoupena jak plocha s z typu a_1 , tak i plocha l . Hodnoty $p \leq 0,05$ u dvojic výběrových ploch nl , rl , lf a lg ukazují, že tloušťkový růst smrku na výběrových plochách n , r , f (náležejících typu a_2) a na ploše g (náležející typu a_3) je významně rozdílný od tloušťkového růstu na ploše l začleněné do typu a_1 . Naproti tomu u dvojic ploch nr , nf , ng , rf , rg , fg jsou rozdíly Δd až vysoce nevýznamné, tj. vzrůstové poměry pro tloušťky na výběrových plochách n , r , f , g se neliší podstatně a soustavně. Naopak u některých z těchto uvedených dvojic je pravděpodobnost výskytu zjištěných rozdílů Δd vysoká až velmi vysoká (až 0,90) a svědčí o celkem stejných růstových poměrech u ploch zařazených i do různých lesních typů. Z toho vyplývá, že na podkladě tloušťkového růstu nebylo důvodu zařazovat plochy n , g , r , f do různých typů. Pouze plocha l je od všech ostatních uvedených ploch odlišná svými růstovými podmínkami. Značný rozdíl v tloušťkovém růstu vyjádřený hodnotou Δd , i když není kritický pro významnost rozdílů růstových podmínek u typů a_1 a a_2 , byl zjištěn u dvojice ploch kl . Pravděpodobnost výskytu takového rozdílu (0,18) ukazuje na to, že na plochách typů a_1 , a_2 se mohou vyskytovat místa, u nichž tloušťkové rozdíly Δd možno považovat za výsledek sice náhodného, ale poměrně vzácného výskytu míst s patrně odchýlnými podmínkami pro tloušťkový růst v porovnání s průměrnými růstovými podmínkami u typu a_1 a a_2 . Podle statistických charakteristik vypočtených pro dvojici kl se mohou taková místa objevit 18krát ze 100 dvojic míst volených nahodile na plochách typů a_1 i a_2 , kdyby na nich průměrné podmínky pro tloušťkový růst byly stejné. Na druhé straně výskyt 82 případů ze sta s menšími odchylkami Δd , než byly zjištěny, by nebyl pravděpodobný, kdyby tyto vzrůstové podmínky na plochách typů a_1 a a_2 byly v průměru různé. Prakticky to znamená, že oba typy a_1 a a_2 byly vylišeny na dílci 124 na podkladě výjimečných a nikoli nejčastěji se vyskytujících růstových podmínek pro tloušťkový růst, které se u velké většiny míst v obou typech v průměru ukazují jako stejné. Jelikož u ostatních výběrových ploch p a s se u typu a_1 růstové poměry pro výčetní tloušťky nelišily významně od poměrů na všech výběrových plochách u typů a_2 , nebylo důvodu obě tyto plochy oddělovat od ploch f , k , n , r . Pouze vylišení výběrové plochy l do jiného typu než a_2 by mohlo mít z hlediska tloušťkového růstu své odůvodnění.

Tyto závěry potvrzuje i testování rozdílů Δd vypočtených pro složené větší výběry A_1 , A_2 , A_3 , do nichž byly zahrnuty všechny výběrové plochy v každém typu [vzorec (1)]. Pravděpodobnost p výskytu zjištěných rozdílů Δd uvedená v tabulce VI ukazuje, že tyto rozdíly u dvojic typů a_1a_2 a a_2a_3 jsou nevýznamné; pouze rozdíl u dvojice typů a_2a_3 je významný. Z těchto skutečností opět vyplývá, že i větší výběry, které podléhají daleko méně vlivu nahodilého kolísání, potvrzují závěr, že pokud jde o produktivnost jednotlivých vylišených typů a_1a_2 a a_3 vyjádřené tloušťkovým růstem smrkových porostů, je u typů a_1 a a_2 v podstatě stejná. Totéž platí i pro typy a_2 a a_3 . Naproti tomu rozdíl produktivnosti u typů a_1 a a_3 je významný. Na podkladě těchto dvou závěrů možno

předpokládat, že jediná malá dílčí plocha g u typu a_3 představuje pravděpodobně extrémní případ v typu a_2 a není důvodu vylišovat ji jako plochu náležející produkčně k zvláštnímu samostatnému typu.

Jak již bylo řečeno, údaje v tabulce VII ukazují, že u 55 % dvojic výběrových ploch jsou rozdíly Δd nevýznamné a u 20 % málo významné. Celkem vzato u 75 % výběrových ploch různých typů není důvodu považovat růstové podmínky jako prokazatelně rozdílné.

Průměrná pravděpodobnost charakterizující nevýznamnost rozdílů u výběrových ploch na různých typech se přibližně rovná průměrné pravděpodobnosti výskytu takovýchto rozdílů u ploch na stejných typech, neboť pro stejné typy

$$\bar{p} = \frac{0,20 + 0,14 + 0,32 + 0,69 + 0,46 + 0,80 + 0,20 + 0,69}{8} = 0,44, \quad (1)$$

pro různé typy

$$\bar{p} = \frac{0,18 + 0,42 + 0,62 + 0,07 + 0,62 + 0,08 + 0,55 + 0,43 + 0,08 + 0,90 + 0,92 + 0,27 + 0,31 + 0,31}{14} = 0,41.$$

Z těchto údajů vyplývá závěr, že průměrná pravděpodobnost výskytu nevýznamných rozdílů Δd je přibližně stejná jak u dvojic výběrových ploch vzatých z různých typů, tak i ze stejných typů. Na druhé straně tato pravděpodobnost u obou skupin výběrových ploch u jednotlivých dvojic velmi silně kolísá. Rozpětí kolísání pravděpodobnosti u dvojic na stejných typech se rovná 0,14 – 0,80, na různých typech 0,07 – 0,92.

Uvedené údaje by nasvědčovaly, že rozdíly Δd průměrů tloušťek stromů na výběrových plochách jsou podmíněny pravděpodobně zvláštností stanovišť na zkoumané ploše, které se mění náhodně od místa k místu nezávisle na tom, ke kterému vylišenému typu plocha patří.

Z velkého kolísání hodnot p v tabulce VI by se též dalo soudit, že rozdíly růstových podmínek pro tloušťkový růst od místa k místu na ploše téhož typu mohou být větší než tyto rozdíly na plochách různých typů.

Takový závěr se dá vysvětlit tím, že na tloušťkový růst působí kromě pří-

VIII. Přehled věku, počtu stromů a bonit podle jednotlivých výběrových ploch na plots on

Typ	a_1							
	122		123		124		112	
Dílec								
Výběrová plocha	s	q'	p	m'	l	h'	e	b
Věk	83	83	83	83	83	87	91	86
Počet stromů	54	35	44	30	18	28	16	17
Bonita	2,82	2,23	2,91	2,16	3,21	2,64	3,20	2,55

rodních činitelů prostředí velmi silně jak způsoby obnovy, tak i výchovy porostů. Tyto způsoby při stejných přírodních růstových podmínkách tloušťkový růst stromů velmi silně ovlivňují (buď ho tlumí, nebo podporují), takže znemožňují spolehlivě rozlišit působení přírodních činitelů od působení výchovných zásahů pouze na podkladě lesních typů vylišených v rámci povšechného stanovištního výzkumu bez dendometrických podrobných měření.

TESTOVÁNÍ HYPOTÉZY NA PODKLADĚ POROSTNÍCH BONIT

Jak již bylo řečeno v úvodu, je možno testovat hypotézu o stejných produkčních podmínkách smrkových porostů u jednoho typu a rozdílných produkčních podmínkách u různých typů na podkladě bonit bez ohledu na věk porostů, zejména u porostů věkově málo rozdílných. Věkové rozdíly v rámci rozpětí jedné věkové třídy jsou v tomto případě zcela přípustné, neboť v takových případech změny bonit s rostoucím věkem porostů, i když se vyskytují, jsou velikosti desetin a setin rozpětí bonitních tříd. Za těchto okolností bylo pro testování vyslovené hypotézy možno použít více výběrů než při testování podle výčetní tloušťky. Mimo to počet typů byl rozuměn o jeden typ a_4 , neboť jeho hranice bylo možno vytyčit na mapě na obr. 1 dodatečně ze záměrné mapy, kde tyto hranice byly vyznačeny typologem. Vynesením hranic tohoto typu se výběrové plochy q, m, h rozpadly na šest menších výběrových ploch, a to q', m', h' v typu a_1 a q'', m'', h'' v typu a_4 . Počet a čísla smrkových stromů na těchto plochách až na několik jednotlivých stromů bylo možno zjistit a vypočítat pro tyto stromy jejich věk a bonitu. Údaje o bonitě smrcin byly zjištěny u 18 výběrových ploch. Tyto údaje jsou uvedeny v tabulce VIII.

V této tabulce jsou uvedeny výběrové plochy, věk porostů, počet smrků na dotyčné ploše se nacházejících a zjištěné bonity smrku. Tak bylo vytvořeno celkem 18 výběrových ploch na různých typech. Smrky na těchto plochách tvořily náhodné výběry. Bonity byly určeny na dvě desetinná místa, aby bylo možno vyjádřit i malé odchylky ve výškovém růstu stromů na plochách jednotlivých výběrů. Bonity se určovaly pomocí porostních výšek vypočítaných z výšek všech stromů ve výběru měřených Blume-Leissovým výškoměrem.

Jak je vidět z mapy na obr. 1, bylo možno pro každý typ získat různý počet výběrových ploch, a to do typu a_1 spadalo 8 ploch, do typu a_2 5 ploch, do typu a_3 2 plochy, do typu a_4 3 plochy.

dílčích. — A survey of age, tree number and quality values by individual sampling subcompartments

a_2					a_3		a_4		
122	123	124	112		112		122	123	124
r	n	k	f	c	g	d	g''	m''	h''
83	83	83	83	76	83	76	87	88	91
24	44	69	55	107	32	55	23	11	6
2,70	2,66	2,89	2,64	2,32	2,71	3,10	2,43	2,55	2,48

Z údajů tabulky je zřejmé, že na celé uvažované ploše bonita u různých výběrových ploch kolísala od 2,16 až do 3,21 neboli v rozmezí jedné třídy a aritmetický průměr vypočítaný ze všech bonit byl 2,68. Z těchto hodnot vyplývá, že největší odchylky od vypočítaného průměru činí $-0,52$ a $+0,53$, a že tedy bonita se na různých místech výzkumné plochy mění s maximálními odchylkami od průměru o půl bonitní třídy.

Ve smyslu vyslovené hypotézy by rozdíly bonit měly být spojeny s různými typy tak, že na ploše každého typu by měly být bonity přibližně stejné a naopak u různých typů by se bonity měly významně lišit v důsledku předpokládaných podstatně rozdílných stanovištně produkčních podmínek. V takovém případě by rozdíly bonit různých typů byly významné a nemohly by být důsledkem náhodného výběru ploch v těchto typech.

K ověření hypotézy o různých produkčních podmínkách, tedy i bonit na různých typech, bylo použito Studentova t -testu.

Než přistoupíme k testování, je nutno si všimnout bonit na jednotlivých výběrových plochách v dílcích 122, 123, 124, které ukazují v průměru stoupání počínaje od severních hranic výzkumné plochy při okrajích porostů 38a₂ a 38a₃

IX. Přehled bonit u jednotlivých výběrových ploch uspořádaných podle dílců 122, 123, 124 a typů. — Survey of quality values for individual sampling plots arranged by subcompartments 122, 123, 124 and types

Typ	a_1		a_2		a_3		a_4		Aritm. průměr na dílci
Dílec	výběrové plochy	bonity	výběrové plochy	bonity	výběrové plochy	bonity	výběrové plochy	bonity	
124	l	3,21	K	2,89	h'	2,64	h''	2,48	2,80
123	p	2,91	n	2,66	m'	2,16	m''	2,55	2,57
122	s	2,82	r	2,70	q'	2,23	q''	2,43	2,57
Aritm. průměr	$\bar{B}$	2,98		2,75		2,34		2,49	2,64

X. Přehled bonit u jednotlivých výběrových ploch v dílcích uspořádaných podle typů. — Survey of quality values for individual sampling plots in the subcompartments arranged by types

Typ	a_3			a_2		a_1		Aritm. průměry v sekci
Dílec	sekce	výběrové plochy	bonity	výběrové plochy	bonity	výběrové plochy	bonity	
112	I	d	3,10	c	2,32	b	2,55	2,66
	II	g	2,71	f	2,64	e	3,20	2,86
	$\bar{B}$		2,90		2,48		2,87	2,76

Dílec	122	123	124	112/I	112/II
Aritmetický průměr bonit	2,57	2,57	2,80	2,66	2,86

směrem k jihu až do hranic typu a_4 v porostě 43a. Toto stoupání se ukazuje bez souvislosti s typy. Tyto závěry vyplývají z údajů tabulky IX.

Pravidelnost v stoupání bonit se ztrácí na výběrových plochách v typu a_4 , kde bonita v porovnání s bonitou typu a_1 jednou stoupá a dvakrát klesá.

Podobná pravidelnost ve stoupání bonit na dílci 112 se již neprojevuje, jak je vidět z údajů tabulky X.

Ze všech údajů tabulek IX a X je vidět, že bonita se nekryje s typem, neboť rozdíly bonit ve výběrech ze stejného typu bývají větší než rozdíly ve výběrech z různých typů. Např. rozdíl bonit u výběru a_1 (l, p, s) a a_1 (h', m', q') je $2,98 - 2,34 = 0,64$ a rozdíl bonit u výběru a_1 (l, p, s) a a_2 (k, n, r) je $2,95 - 2,75 = 0,20$.

Obdobně rozdíl bonit u výběru a_1 ($h' m', q'$) a a_4 ($h'' m'', q''$) je $2,49 - 2,34 = 0,15$, je tedy čtyřikrát menší než u uvedených výběrů náležejících stejnému typu a_1 .

Na druhé straně u výběrů z různých typů se vyskytují bonity prakticky stejné. Např. u výběru a_1 (l, p, s) a a_1 (d, f) se bonity rovnají 2,98 a 2,90; u výběru a_4 (h'', m'', q'') a a_2 (c, f) 2,49 a 2,48.

Údaje v tabulkách IX a X ukazují na celkový mírný průměrný pokles bonity na dílcích počínaje od hranic dílce 130 až k hranicím dílců 100 (holiny) bez ohledu na typy. Je to vidět z řady hodnot v tabulce XI.

Tento průměrný pokles bonit v dílcích způsobil hlavně jejich pokles týmě směrem u typu a_2 , neboť u ostatních typů bonity uvedeným směrem kolísají celkem nahodile.

Rozbor místně zastoupených bonit ukázal velmi pestrý obraz. Údaje především dost zřetelně ukázaly obecné mírné zlepšení bonit zhruba od severu k jihu a od východu k západu. A tyto změny bonit nejsou zřetelně vázány na typy, nýbrž se projevují i na plochách stejných typů a_1 a a_2 .

Z podrobného rozboru zastoupení bonit v jednotlivých typech vyplývá závěr, že na celé prozkoumané ploše dílců 112, 122, 123, 124 bonity od místa k místu kolísají v mezích $\pm 0,5$ od aritmetického průměru vypočítaného ze všech bonit zjištěných na výběrových plochách.

Ve smyslu teorie o lesních typech rozdíly bonit na stejných typech měly by být nevýznamné a způsobeny náhodným kolísáním bonit v důsledku malých změn stanovištních podmínek od míst k místu na ploše typu. Naproti tomu rozdíly bonit na různých typech měly by být významné a vyskytovat se soustavně. Získané údaje na výběrových plochách umožňují ověření této hypotézy, která slouží k opodstatnění pro použití typologie v lesním provozu.

Hypotéza byla ověřena pomocí Studentova t -testu. Výběry, které posloužily k testování, tvořily především všechny výběrové plochy spadající do typů a_1 a a_2 . Takových ploch bylo u typu a_1 osm ($s, p, l, q', m', h', e, b$) a u typu a_2 pět (r, n, k, f, c). Dále byly vytvořeny výběry ze tří výběrových ploch položených bezprostředně vedle sebe na ploše téhož typu. Tyto výběry tvořily u typu a_1

XII. Přehled statistických charakteristik pro jednotlivé výběry bonit podle typů. — Survey of statistical characteristics for individual quality sampling by types

[illegible]

trojice ploch (l, p, s) a (h', m', q'), u typu a_2 trojice (k, n, r) a u typu a_4 trojice ploch (h'', m'', q''). Z ostatních výběrových ploch nebylo možno výběry vytvořit. Pomocí těchto výběrů bylo možno ověřit významnost rozdílů bonit na různých místech téhož typu a u různých typů. Všechny údaje pro testování jsou uvedeny v tabulce XII. V prvním levém sloupci je uvedeno, které typy se navzájem ověřovaly.

Z vypočítaných t-testů je možno odvodit tyto závěry:

Test pro dvojici výběrů č. 1 vytvořených ze všech výběrových ploch na ploše každého typu, tj. z osmi ploch typu a_1 a z pěti ploch typu a_2 , ukazuje bezpečně, že rozdíl ΔB bonit je nevýznamný. Bonity u obou typů jsou tedy v průměru stejné. Místní odchylky bonit a jejich aritmetické průměry jsou nahodilé povahy. Tento závěr potvrzují testy u dvojic č. 3 a 6, podle nichž není možno rozdíly bonit těchto výběrů ještě považovat za významné. Tyto testy ukazují, že pravděpodobnost výskytu zjištěného u těchto dvojic rozdílu ΔB je menší než pravděpodobnost výskytu rozdílu ΔB u výběru z dvojic č. 1 většího rozsahu ($n_1 = 8, n_2 = 5$). To však pouze znamená, že do dílčích výběrů 3 a 6 se náhodně dostaly extrémnější případy místních bonit v každém typu. Tyto hodnoty ovlivnily výběrové průměry tak, že rozdíly mezi nimi jsou dost velké až extrémní. Avšak i takový rozdíl ΔB zjištěný u dvojic č. 3 se může vyskytovat s pravděpodobností 0,16 v případech, kdy oba výběry pocházejí z téhož základního souboru, tj. z plochy se stejnými bonitními poměry u obou typů a_1 a a_2 . Zjištěná pravděpodobnost výskytu uvažovaného rozdílu nedosahuje ještě kritické hodnoty 0,05, která se obvykle považuje jako ukazatel významnosti rozdílu ΔB . Z toho je vidět, že test u dvojice č. 6 tvořené nejmenšími výběry neodporuje závěru vyslovenému na základě testu u dvojice č. 1 a stejných produkčních poměrech vyjádřených stejným nebo podobným zastoupením bonit na plochách typu a_1 a a_2 . Zjištěná malá hodnota pravděpodobnosti u této dvojice vznikla tím, že výběry byly vzaty z míst od sebe vzdálených, na kterých se již projeví zjištěné celkové poklesy bonit směrem k jihu u všech zkoumaných typů. Proto ve výběru a_1 (typ s) se vyskytly nejextrémnější horší a ve výběru h', m', q' nejextrémnější lepší bonity. Avšak jak ukazuje test, není důvodu i tyto extrémní bonity považovat za důkaz podstatných produkčních rozdílů na typech a_1 a a_2 .

Test u dvojice č. 2 ukazuje, že u výběru a_1 (l, p, s) a a_1 (h', m', q') rozdíl ΔB je významný, i když oba výběry byly vzaty z plochy stejného typu a_1 , ale z míst od sebe značně vzdálených.

Naproti tomu test u dvojic č. 5 s výběry a_1 (h', m', q') a a_4 (h'', m'', q'') ukazuje na nevýznamnost rozdílu ΔB , tj. produkčně podle bonity obě výběrové plochy jsou v průměru stejné a výběrové plochy a_1 (h', m', q') by se měly začlenit do typu a_4 a nikoli do typu a_1 , neboť svou bonitou se významně liší od bonit ploch u výběru a_1 (l, p, s) který byl začleněn do typu a_1 . Dále z porovnání výsledku testování u dvojic č. 5 a 6 sleduje, že do typu a_2 plochy výběru a_1 (h', m', q') mohly by být zařazeny jako extrémy, neboť pravděpodobnost výskytu zjištěného rozdílu ΔB u výběrů a_1 (h', m', q') a a_2 (k, n, r) se rovná pouze 0,07.

Test u dvojic č. 7 pro výběry a_2 (k, n, r) a a_4 (h'', m'', q'') ukazuje na významnost rozdílu ΔB a tudíž na podstatné rozdíly v zastoupení bonit na plochách uvedených typů a_2 a a_4 . Totéž platí stejnou mírou i pro dvojici č. 2 pro výběry a_1 (l, p, s) a a_4 (h'', m'', q'') neboli i u typů a_1 a a_4 je zastoupení bonit podstatně rozdílné.

Oba uvedené testy u dvojic výběru č. 2, č. 7 a s ohledem na test dvojice č. 1 ukazují na to, že v širokém průměru bonity u typů a_1 a a_2 vymezených na ploše uvažovaných dílců jsou stejné a liší se významně od bonit u typu a_4 .

Z testování možno odvodit tyto závěry:

Z produkčního hlediska vyjádřeného bonitou smrku na prozkoumaných dílcích nebylo vylišení typů a_1 a a_2 odůvodněno. Zastoupení bonit od místa k místu na celé ploše těchto typů náhodně a značně kolísá stejnou měrou jak na vylišeném typu a_1 , tak i na typu a_2 . Aritmetické průměry bonit u obou typů jsou prakticky stejné (2,71 – 2,64). Kolísání bonit od místa k místu u obou typů je podobné. Plochy h' , m' , q' , které podle jejich bonity zřejmě patří k typu a_4 představovanému sousedními plochami h'' , m'' , q'' , byly začleněny do typu a_1 z hlediska produkčního neodůvodněně a vytvořily pouze extrémní výběry vyskytující se v rámci tohoto typu jako vzácné výjimky. Tyto výjimky proto, že jsou velice vzácné, nemohly ovlivnit aritmetický průměr ve výběru ze všech ploch v tomto typu uvedených u dvojice č. 1 a zvýšily pouze výběrovou směrodatnou odchylku a rozptyl S^2 bez účinku na významnost testu. Výběr a_1 (h' , m' , q') tedy nepatří bonitně k typu a_1 a tvoří přechod mezi typy a_2 a a_4 . Většina plochy těchto výběrů patří však k typu a_4 a nikoli k typu a_2 .

Pokud jde o rozdíly bonit u typu a_3 zastoupenému pouze dvěma výběrovými plochami, jejich testování by bylo velmi málo spolehlivé, a proto se nekonalo. Avšak průměrná bonita v tomto typu 2,90 je prakticky stejná s bonitou výběru a_1 (l , p , s), a proto je možno důvodně předpokládat, že produktivita typu a_3 se sotva bude lišit od produktivity u typu a_1 v severní části výzkumné plochy.

Rozbor produktivity smrkových porostů na plochách dílců 112, 122, 123, 124 na podkladě bonit vzhledem k smrku potvrdil tedy správnost závěrů získaných na podkladě rozboru výčetních tloušťek. Testování významnosti rozdílů jak výčetních tloušťek, tak i bonit smrkových porostů tudíž ukázalo, že lesní typy na ploše dílců 112, 122, 123, 124 nejsou jednotkami stejných produkčních podmínek, tj. že tyto podmínky u stejných typů mohou být významně různé a u různých typů naopak stejné. Z provozně praktického hlediska není důvodu rozdělovat plochu těchto dílců na produkčně odlišné jednotky. Tuto plochu pro širokou lesnickou praxi v lesním provozu postačí charakterizovat jedinou průměrnou bonitou, poněvadž brát v úvahu zjištěné místní odchylky bonit na této ploše při hospodářských opatřeních v praxi není proveditelné. Z provozního hlediska není možno zvlášť bonitně vylišovat i výběrové plochy h'' , m'' , q'' , i když jejich bonity se významně liší od bonit ostatních ploch. Rozdíly těchto bonit však nepřesahují půl bonitní třídy Schwappachových tabulek, přijaté v široké lesnické praxi jako meze přípustné přesnosti určování bonit vůbec.

SOUHRN

Typologický průzkum konaný pro potřebu hospodářskoúpravnického plánování má vylišit a zamapovat porostní plochy se stejnými produkčními podmínkami. Podle autora má toto typologické vylišování smysl a zdůvodnění jen tehdy, když plochy typů jsou produkčně skutečně odlišné. Ve smyslu typologických zásad měl by se každý lesní typ vyznačovat stejnými produkčními podmínkami, odlišnými od produkčních podmínek ostatních typů.

Produkční důkazy se při typologickém průzkumu nepodávají a předpokládají se hypotézy, které je nutno ověřit. Proto je zde uveden příklad ověření takových typologických hypotéz statistickými metodami. Základní údaje pro

tento příklad byly získány z výzkumné plochy na Školním lesním podniku v lese Jedovnice. Celkem ve 4 dílcích (112, 122, 123, 124) s očíslovanými stromy byly přesně typologicky vyznačeny a ohraničeny lesní typy, které tvořily výběrové plochy. Statistickými znaky pro ověřování správnosti typologické hypotézy, jež byly použity pro testování Studentovým t-testem, byly jednak výčetní tloušťka, jednak bonita smrku.

Testování pomocí výčetní tloušťky se konalo u výběrů ze stejnověkových porostů. Naproti tomu testování pomocí bonity se konalo bez zřetele na menší věkové rozdíly. Při stejné produktivnosti lesního typu musí být bonity dřevin rostoucích na jeho ploše stejné bez ohledu na věk; pokud se ovšem bonity porostů s přibývajícím věkem nemění. V našem případě věkový rozdíl mezi porovnávanými plochami nepřesahuje 9 let a je proto z hlediska změn bonit zanedbatelný.

Testování hypotézy na příkladě výčetní tloušťky v daném případě ukázalo, že rozdíly v tloušťkovém růstu nejsou na vylišených typech takové, aby rozdělení bylo provozně zdůvodněno. Ukázalo se též, že rozdíly v podmínkách pro tloušťkový růst na ploše jednoho a téhož typu mohou být větší než na plochách různých typů.

Jak na podkladě rozboru výčetních tloušťek a testování Studentovým t-testem, tak i při rozboru bonit se v daném případě ukázalo, že vylišené typy nemají z hlediska produkčního zdůvodnění. Podle autora pro provozní účely stačí takovou plochu charakterizovat průměrnou bonitou, která zde kolísá maximálně v rámci bonitního stupně používaných Schwappachových vzrůstových tabulek.

Z toho vyplývá, že opodstatněnost vylišených typů po produkční stránce by bylo nutno ověřovat naznačeným způsobem pomocí testování taxačních veličin na zkusných plochách. Tímto způsobem by se pravděpodobně předešlo i výtkám provozu, že lesnická typologie neplní své poslání tak, jak by měla a jak je stanoveno v Technologických postupech prací hospodářské úpravy lesů.

Došlo dne 24. 4. 1969

Проверка правильности гипотеза о равных производственных условиях на одинаковых типах леса и о различных условиях на разных типах для ели

Типологическое обследование, проводимое для потребностей лесоустроительного планирования, должно выделить и нанести на карту площади насаждений с одинаковыми производственными условиями. По мнению автора, это типологическое выделение имеет смысл и обоснование только тогда, когда площади типов леса в производственном отношении действительно различны. Согласно типологическим принципам, каждый тип леса должен был бы характеризоваться одинаковыми условиями производства, которые отличаются от условий производства остальных типов.

Доказательства производства при типологическом обследовании не представляются, а предлагаются гипотезы, которые необходимо проверить. Поэтому здесь приведен пример проверки таких типологических гипотез статистическими методами. Основные данные для этого примера были получены на опытной площади учебного лесхоза Сельскохозяйственного института в Брно в лесничестве Едовнице. В общем на 4 участках (112, 122, 123 и 124) с пронумерованными деревьями типологами были точно обозначены и выделены типы леса, которые составляли выбранные площади. Статистическими признаками для проверки правильности типологической гипотезы, примененными для испытания t-тестом по Студенту, были диаметр на высоте груди (таксационный диаметр) и бонитет ели.

Испытание при помощи таксационного диаметра производилось у выбранных совокупностей одновозрастных насаждений. Напротив, испытание при помощи бонитета производилось без учета небольшой разницы в возрасте. При одинаковой продуктивности известного типа леса бонитеты древесных пород, произрастающих на его площади, должны быть одинаковыми, не взирая на возраст, конечно постольку, поскольку бонитеты насажде-

ний с возрастом не меняются. В нашем случае разница в возрасте сравниваемых площадей не превышает 9 лет и поэтому с точки зрения перемен бонитетов ею можно пренебречь.

Испытание гипотезы на примере таксационного диаметра в данном случае показало, что различия в росте в толщину у выделенных типов леса не настолько значительны, чтобы их разделение было с точки зрения производства обосновано. Оказалось также, что различия в условиях роста в толщину на площади одного и того же типа могут быть более значительными, чем на площадях разных типов.

Как на основании анализа таксационных диаметров и t-тестов по Студенту, так и при анализе бонитетов в данном случае оказалось, что выделенные типы с точки зрения производства не обоснованы. По мнению автора для производственных целей такую площадь достаточно охарактеризовать средним бонитетом, который здесь колеблется максимально в рамках ступени бонитетов, применяемых в таблицах хода роста по Шваппаху.

Из этого следует, что обоснованность выделенных типов в производственном отношении следовало бы проверять указанным способом при помощи испытания таксационных величин на опытных площадях. Этим способом, вероятно, можно было бы предупредить замечания производства о том, что лесная типология не выполняет свое предназначение так, как нужно и как установлено в технологии лесоустроительных работ.

Testing of Rightness of the Hypothesis on Equal Production Conditions in Equal Forest Types and on Different Conditions in Different Types for Norway Spruce

The subject of typological investigation made for the needs of forest management planning is to determine and map the forest stand areas showing the same production conditions. In the author's opinion, this typological determination has its sense and reason only in such cases, when the areas of various types are from the viewpoint of their production really different. In the sense of typology principles, each forest type should be characterized by equal production conditions different from those of the other types.

There are given no production proofs in typological investigation, but only the hypotheses to be yet verified. This paper includes therefore an example of verification of such typological hypotheses by means of statistical methods. The basic data for this example were obtained from a research plot of the School forest enterprise in the forest district Jedovnice. On the area of 4 subcompartments (112, 122, 123, 124) with numbered trees, the typologists precisely marked and bordered the forest types forming the sampling plots. D. b. h. and quality of spruce formed statistical characteristics for the verification of the confidence of typological hypothesis, which were applied for testing by means of Student's t-test.

Testing by means of d. b. h. was performed on the samples composed of even-aged stands. On the other hand, testing made by means of quality values was performed without regard of lesser age differences. In equal productiveness of forest type the quality values of tree species growing on its area must be uniform without regard to its age; it is, however, supposed that the stand quality values show no change with increasing age. In our case, the age difference between the compared plots does not exceed 9 years, being therefore negligible from the viewpoint of quality changes.

Testing of hypothesis by means of d. b. h. showed in this case that the differences in the diameter increment of determined types are not of such a character that the division would be justified from the operational reasons. It was also found that the differences in conditions given for the diameter increment on the plot of one and the same type may be greater than on the plots of various types.

The analysis of d. b. h. and testing by Student's t-test, as well as the analysis of qualities in the given case showed that the determined types had no justification from the viewpoint of production. The author assumes that, for the production purposes, it is sufficient to characterize such plots by an average quality value, which varies within the quality class of the applied Schwappach's yield tables.

This consideration suggests that the justification of the determined types from the viewpoint of production should be verified by the above-mentioned method of testing by means of dendrometric values on sample plots. In this way, it would be possible to avoid the reproaches coming from the practice that the forest typology does not fulfil its task as awaited and as laid down in the Technological procedures for the forest management works.

Beglaubigung der Richtigkeit der Hypothese über die gleichen Produktionsbedingungen in gleichen Waldtypen und über verschiedene Bedingungen in verschiedenen Typen für die Fichte

Die für den Bedarf der Forsteinrichtungsplanung durchgeführte typologische Forschung soll Bestandesflächen von gleichen Produktionsbedingungen gliedern und kartieren. Nach der Meinung des Verfassers hat diese typologische Gliederung Sinn und Begründung nur in dem Falle, wenn sich die Flächen der Typen produktionsmäßig tatsächlich unterscheiden. Im Sinne der typologischen Grundsätze sollte sich ein jeder Waldtyp durch dieselben Produktionsbedingungen, die sich von den Produktionsbedingungen der übrigen Typen unterscheiden, auszeichnen.

Bei typologischer Forschung werden Produktionsnachweise nicht erbracht und es werden Hypothesen vorausgesetzt, die überprüft werden müssen. Aus diesem Grunde wird hier ein Beispiel der Überprüfung solcher typologischer Hypothesen mittels statistischer Methoden angeführt. Grundangaben für dieses Beispiel wurden von der Forschungsfläche des forstlichen Schulgutes im Waldrevier Jedovnice gewonnen. Insgesamt auf vier Teilflächen (112, 122, 123, 124) mit numerierten Bäumen wurden von Typologen Waldtypen, die die Probestflächen bildeten, genau bezeichnet und begrenzt. Als statistische Merkmale für die Überprüfung der Richtigkeit der typologischen Hypothese, die für die Testung mittels Student's t-Testes zur Anwendung gelangen, dienten einerseits der Bruthöhendurchmesser, andererseits die Bonität der Fichte.

Die Testung mittels Bruthöhendurchmesser wurde bei Auswahlen aus gleichaltrigen Beständen vorgenommen. Demgegenüber die Testung mittels Bonität wurde ohne Rücksicht auf geringere Altersunterschiede durchgeführt. Bei gleicher Produktivität eines Waldtypes müssen die Bonitäten der auf dessen Fläche wachsenden Holzarten gleich sein, ohne Rücksicht auf das Alter; allerdings sofern sich die Bonitäten der Bestände mit zunehmendem Alter nicht verändern. In unserem Falle übersteigt der Altersunterschied zwischen den verglichenen Flächen neun Jahre nicht und ist demzufolge von Gesichtspunkt der Veränderungen der Bonitäten vernachlässigbar.

Die Testung der Hypothese am Beispiel des Bruthöhendurchmessers zeigte in gegebenem Falle, daß die Unterschiede des Dickenwachstums in den gegliederten Typen nicht derartig sind, um die Verteilung betriebsmäßig begründen zu können. Es zeigte sich auch, daß die Unterschiede bei Bedingungen für das Dickenwachstum auf der Fläche eines und desselben Types größer sein können, als es auf den Flächen verschiedener Typen der Fall ist.

Gleichwie auf Grund der Analyse der Bruthöhendurchmesser und der Testung mittels Student's t-Test zeigte es sich in gegebenem Falle auch bei der Analyse der Bonitäten, daß die Gliederung der Typen vom Produktionsgesichtspunkt unbegründet ist. Nach der Ansicht des Verfassers genügt es, für Betriebszwecke eine solche Fläche mittels durchschnittlicher Bonität zu charakterisieren; diese schwankt maximal im Rahmen der Bonitätsstufe der angewandten Schwappach's Ertragstafeln.

Daraus ergibt sich, daß man die Begründung der gegliederten Typen seitens der Produktion auf die angedeutete Art und Weise mittels Testung von Taxationsgrößen auf Versuchsflächen überprüfen müßte. Aus diese Weise würde man wahrscheinlich die Beanstandung des Betriebes vorbeugen, daß die Waldtypologie ihre Sendung nicht richtig nach der Bestimmung der technologischen Arbeitsvorgänge der Forsteinrichtung erfüllt.

La vérification de la justesse de l'hypothèse sur les mêmes conditions de production et sur les mêmes types forestiers en cas des conditions différentes et sur les types différents pour l'épicéa

L'exploration typologique, effectuée pour les besoins de la prévision en matière de l'aménagement économique, a pour but de délimiter et de relever les surfaces de peuplement qui accusent les mêmes conditions de production. Selon l'auteur cette délimitation typologique n'a le sens et la justification que si les surfaces des types sont vraiment différentes au point de vue de la production. Dans le sens des principes typologiques chaque type forestier devrait par conséquent être caractérisé par des conditions de production identiques et différentes des conditions de production de tous les autres types.

Dans l'investigation typologique on ne produit pas les preuves, on émet seulement des hypothèses qu'il est nécessaire cependant de vérifier. C'est pour cela qu'on présente ici un exemple de vérification des hypothèses typologiques mentionnées au moyen des méthodes statistiques. Les données de base pour le cas en question ont été obtenues sur la surface de recherche de l'Entreprise forestière école dans le district forestier Jedovnice. C'est au total dans quatre parcelles (112, 122, 123, 124) avec les arbres numérotés que les typologues ont exactement désigné et délimité les types forestiers qui ont formé les surfaces de choix. C'était d'une part le diamètre à hauteur de poitrine et d'autre part la qualité de l'épicéa qui constituaient les caractères statistiques servant à la vérification de l'exactitude de l'hypothèse typologique et qu'on a utilisés pour le testage avec le test *t* de Student.

Le testage au moyen du diamètre à hauteur de poitrine était effectué sur les surfaces de choix composées de peuplements équiennes. Au contraire, le testage à l'aide de la qualité était effectué sans égard aux différences d'âge peu importantes. Pour une productivité égale du type forestier les classes de qualité des essences se trouvant sur sa surface doivent être égales, sans égard à l'âge, pour autant évidemment que les classes de qualité ne changent pas avec l'âge. Dans notre cas la différence d'âge entre les surfaces comparées ne dépasse pas neuf ans, étant par conséquent négligeable du point de vue de changements des classes de qualité.

Le testage de l'hypothèse sur l'exemple du diamètre à hauteur de poitrine a montré dans le cas donné que les différences quant à l'épaisseur ne sont pas sur les types délimités tellement considérable pour justifier la division sur le plan d'exploitation. Il est apparu également que les différences de conditions, nécessaires à la croissance en épaisseur, peuvent être sur la surface de ce même type plus grandes que les surfaces de types variés.

Dans le cas donné il est apparu, aussi bien sur la base de l'analyse des diamètres à hauteur de poitrine et du testage au moyen de test *t* de Student, que sur la base de l'analyse des classes de qualité, que les types mentionnés n'ont pas de justification sur le plan de la production. Pour atteindre les objectifs de l'exploitation, il suffit selon l'auteur, de caractériser une telle surface par la classe de qualité moyenne qui varie ici au maximum dans le cadre de classe de qualité des tables de production Schwappach.

Il en résulte qu'il serait nécessaire de vérifier sous l'aspect productif le bien-fondé des types délimités par le mode indiqué, à savoir à l'aide du testage des grandeurs d'inventaire sur les surfaces d'expérimentation. C'est ainsi probablement qu'on pourrait aussi prévenir les reproches adressés à l'exploitation que la typologie forestière ne remplit pas convenablement sa mission que l'on exige d'elle dans les Procédés technologiques des travaux relatifs à l'aménagement économique des forêts.

Adresa autora:

Prof. Dr. Ing. Alexandr Leporský, lesnická fakulta VŠZ, Brno

■ Prevádzkové ciele sa v súčasnosti, vzhľadom na urýchléné vyriešenie uvedenej problematiky, neriešia komplexne, ale zužujú len na otázky drevinového zloženia. Preto v ďalšom nebudeme sa zaoberať celou problematikou stanovenia prevádzkových cieľov, nakoľko sa touto otázkou zaoberajú iní autori (Doležal 1960, Polák 1960 a ďalší), ale venujeme pozornosť len prácam či príspevkom, ktorých základnou myšlienkou je predovšetkým stanovenie najvýhodnejšieho druhového zloženia drevín v prevádzkových cieľoch. Z prác Prudiča (1962), Disesscu (1966), Kolektívu Vývojového oddelenia HÚL-ÚHÚL (1966), Papánka (1967) a ďalších, sústredili sme pozornosť na návrh (Kolektív 1966), v ktorom optimálne zastúpenie drevín (ekonomických — hlavne ihličnatých a biologických — listnatých) spočíva v hľadaní hranice maximálneho zastúpenia ekonomických drevín — až do tej miery, aby nebola ohrozená bezpečnosť a trvalosť produkcie — a pri snahe o čo najvyššiu kvantitatívnu a kvalitatívnu produkciu týchto zmesí.

Keďže súhrn týchto otázok a ďalších možných faktorov, majúcich vplyv na drevinové zloženie (napr. užitočné účinky lesa, hustota ciest, náklady na obnovu lesa, vplyv priemyselných exhalátov apod.), treba riešiť komplexne, hľadá sa taká metóda, ktorá daný predpoklad spĺňa. Takýmito metódami sú metódy operačnej analýzy, ktoré umožňujú vziať do úvahy množstvo faktorov i vzťahov medzi nimi a úspešne ich riešiť.

S ich aplikáciou — aplikáciou simplexového algoritmu, ako jednej metódy matematického modelovania — sme sa stretli v prácach Prudiča (1962), Klinsky, Krátkeho (1967), Ljameboršaja (1967) a iných. Treba však poznamenať, že nielen táto jediná metóda je vhodná pre riešenie danej problematiky, ale že je možné použiť aj ďalšie náročnejšie a menej náročné metódy.

V zásade sú štyri spôsoby, ktorými možno riešiť úlohu druhového zloženia drevín:

a) Lineárne modely (štandardné) — ich použitie je viazané na to, či javy a procesy je možné popísať lineárnymi vzťahmi a závislosťami, tj. na také prípady, kde nelinearitu je možné zanedbať bez toho, aby model dával uspokojivé výsledky.

b) Lineárne celočíselné modely — umožňujú nelineárnu funkciu vyjadriť po častiach lineárnou funkciou pomocou celočíselných premenných. Metódy riešenia väčších celočíselných modelov, akým model druhového zloženia drevín je, nie sú ešte tak rozpracované a ich výpočet na samočinnom počítači je spojený s ťažkosťami. Ovšem riešiť model druhového zloženia drevín pomocou týchto modelov, znamená riešiť súčasne druhové zloženie drevín a rubný vek.

c) Nelineárne modely — riešia sa nimi prípady, kde sa buď žiada presnejšia aproximácia, alebo kde lineárne modely nepostačujú. Ich nevýhoda pre daný problém spočíva v tom, že riešenie nie je tak opeartívne, pretože v mnohotvárnosti možných typov modelov druhového zloženia musí zodpovedať možnosť typov nelineárnych modelov.

d) Dynamické programovanie — zvlášť pre riešenie druhového zloženia drevín v porastoch už založených. Táto opodstatnenosť vyplýva z Bellmanovho (1967) princípu optimality, ktorý hovorí, že optimálna stratégia (postupnosť rozhodnutí) má tú vlastnosť, že nech je východzí stav a východzie rozhodnutie akékoľvek, postupnosť nasledujúcich rozhodnutí musí tvoriť optimálnu stratégiu vzhľadom k stavu vyplývajúcejmu z východzieho rozhodnutia. Praktické použitie týchto metód je sťažené ešte ich nedostatočnou rozpracovanosťou, aj tým, že nie sú vyvinuté programy pre modely s väčším počtom premenných. (Na doterajších programoch dalo by sa úspešne riešiť zastúpenie dvoch drevín principiálne tak, že by sme pripustili spojitú zmenu v smere percentuálneho zastúpenia a diskretnú vzhľadom k času.)

Zhodnotením hore uvedených metód operačnej analýzy a možností na výpočtovú techniku, ktoré sme mali, pristúpili sme k riešeniu druhového zloženia drevín pomocou metód matematického modelovania, a to aplikáciou simplexového algoritmu.

Pokusíme sa preto v ďalšom skonštruovať matematický model. Model zostavíme tak, aby riešil danú problematiku počas celej produkčnej doby (tj. až do rubného veku, v ktorom hodnota celkovej hmotovej produkcie by mala byť maximálna) s tým, že v určitých časových hladinách (decéniách) nám udá:

a) optimálny (z hľadiska sledovaného cieľa) pomer zastúpenia drevín, z toho vyplýva, že aj hodnotu hmotovej produkcie;

b) množstvo prebierkovej hmoty (P_b);

c) údaje pre plánovanie náhodilých ťažieb.

Model okrem toho musí byť upravený tak, aby mohol byť riešený podľa štandardného programu na samočinnom počítači.

MATEMATICKÝ MODEL NA VÝPOČET DRUHOVÉHO ZLOŽENIA DREVÍN V PREVÁDZKOVÝCH CIELOCH

OBECNÁ FORMULÁCIA PROBLÉMU

Najzávažnejšou časťou „spolupráce“ metód operačnej analýzy a konkrétnych úloh je práve obecná formulácia. Je primárnou fázou, pretože v nej ide o voľbu vhodnej metódy (ktorá svojou matematickou analýzou akceptuje požiadavky problému) a zároveň s prihliadnutím na racionálne riešenie formulovanie úlohy je také, aby zohľadňovalo požiadavky matematickej metódy. Je to teda fáza konfrontácií, kde jednotlivé úvahy sa buď prijímajú, alebo odmieta.

Pokusíme sa o takú konfrontáciu pre problém stanovenia druhového zloženia drevín v nasledujúcej úlohe.

Úloha: Pre hospodársky súbor lesných typov (HSLT) je určené, na základe typologického prieskumu, n drevín. Máme určiť druhové zloženie drevín prevádzkového cieľa obnoveného, výchovného (množstvo drevnej hmoty z prebierok) a výhľadového. Zároveň stanoviť rubný vek tak, aby PCP produkcie bol čo najvyšší. Mierou produkcie môže byť celkový objem drevnej hmoty vyjadrenej ako v konvenčných jednotkách, tak vo váhe či hodnote apod.

Zložitost spojenia faktov a ich premenlivosť v čase nás núti pri konfrontácii s matematickým modelom k týmto zjednodušujúcim predpokladom:

1. Povaha úlohy (stanovenie druhového zloženia drevín a dĺžky rubného veku) nám nedovoľuje v algoritme riešenia vypočítať súčasne obidve jej zložky, preto rubný vek bude konštantný. Najvýhodnejší rubný vek, kedy je maximum PCP, sa získa tak, že postupne budeme riešiť danú úlohu so skracovaním, resp. predlžovaním produkčnej doby.

2. Zavádzame zjednodušujúci predpoklad, že prebierky sú vykonané jednorázove, vždy na konci jednotlivých desaťročí.

3. Výpočet robíme na základe vzrastových tabuliek (Schwappach). To znamená, že za počiatočný stav (pre ktorý už stanovujeme druhové zloženie drevín) považujeme situáciu 20. roku, kedy niektoré dreviny (pravda v závislosti od bonity) majú tabelovanú hmotu hrúbka.

4. Obnovná doba je o -ročná. V jej strede je porastná zásoba už zredukovaná na 50 %.

5. Budeme zohľadňovať straty na trvalosti a bezpečnosti (aj ďalších faktorov, napr. kvality, keby boli žiaduce podklady) produkcie.

6. V modeli budeme používať merné jednotky vo fyzickom vyjadrení.

Reprezentácia konkrétneho modelu druhového zloženia drevín v matematických termínoch je uvedená v ďalšom. Už tu treba pripomenúť, že „požiadavky“ uvedeného problému na zvolenú metódu by mohli byť širšie (napr. priestorová výstavba zmesi, otázka začiatku a dĺžky obnovnej doby, užitočné účinky lesa apod.) bez toho, aby výpočty boli namáhavé, no nemali sme k tomu žiaduce podklady.

ALGORITMIZÁCIA MATEMATICKÉHO MODELU

Po prechádzajúcej „diskusii“ (a zjednodušujúcich predpokladoch) pokúsime sa vyjadriť podstatu druhového zloženia drevín prostredníctvom prostriedkov matematického modelovania — rovníc, nerovností, funkcií apod. Pôjde nám teda „o takú abstrakciu, ktorá zachycuje podstatné súvislosti a zanedbáva to, čo nie je podstatné“ (Kotzig 1961), teda o vytvorenie matematického modelu, ktorý by bolo možné riešiť simplexovým algoritmom lineárneho programovania. Pre vytvorenie matematického modelu sú potrebné tieto konštrukčné predpoklady:

1. Za hypotetického predpokladu, že druhové zloženie drevín sa mení skokom (v dôsledku prebierok) vždy po 10 rokoch, bude celá produkčná doba charakterizovaná súborom stavov porastov, vzťahujúcim sa k jednotlivým časovým hladinám $t = 2, 3, 4, \dots, T$;

kde t — index, ktorému zodpovedá porast starý 10 . t rokov;

T — rovná sa (stredú obnovnej doby) rubného veku u zmesi drevín.

2. Uvažované dreviny očisľujeme so zreteľom na hľadisko triedenia (ekonomické E a biologické B) postupne 1 — m .

3. Symbolom $x_{t,i}$ budeme označovať percentuálne zastúpenie z hmoty i -tej dreviny vo veku t .

4. Pomer $x_{t,i}$ vzťahujeme k tabulkovým hodnotám $a_{t,i}$, udávajúcim predpísané množstvo hmoty i -tej dreviny vo veku 10 . t rokov pri jej jednotkovom zastúpení a zakmenení.

Skutočné množstvo hmoty (pre i -tú drevinu v čase t) je dané súčinom $a_{t,i} \cdot x_{t,i}$.

5. Za „normálnych“ okolností by mali stavy jednotlivých drevín v každom období spĺňať podmienku plného zakmenenia, či „prirodzeného zakmenenia extrémnych spoločenských“ (Benko, Hančinský 1968), čiže

$$x_{t,1} + x_{t,2} + x_{t,3} + \dots + x_{t,n} = 1, \quad (1),$$

resp.

$$x_{t,iB} + x_{t,iE} = Z \quad (1')$$

za podmienky $x_{t,i} \geq 0$, kde Z — zakmenenie.

Nie vždy je možné dosiahnuť plných 100 % zakmenenia v dôsledku rôznych strát, ktorých rozsah závisí od vplyvu rôznych faktorov, no predovšetkým od druhového

zloženia drevín. Preto do podmienky (1) a (1') musíme zaviesť straty, čím dostaneme pre podmienku (1').

$$x_{t,iB} + x_{t,iE} = Z - S_t \quad (2)$$

kde $t = 2, 3, \dots, T - 1$,
 S_t — straty vo veku t .

V čase $t = T$ je porastná zásoba zredukovaná na 50 %, teda

$$x_{T,iB} + x_{T,iE} = \frac{Z}{2} - S_T. \quad (3)$$

Pri konkrétnom vyjadrení S_t (S_T) je potrebné vychádzať zo skutočných strát pre jednotlivé druhové zmesi drevín.

6. Premenná $x_{t,i}$ musí ďalej spĺňať podmienku návaznosti medzi jednotlivými hladinami, keďže drevinové zloženie sa v priebehu 10 rokov, vzhľadom na vyslovený hypotetický predpoklad, nemôže meniť ľubovoľne.

Ak $p_{t,i}$ označuje prebierkovú hmotu pri 100 % zastúpení i -tej dreviny v čase t , potom musí platiť

$$(a_{t,i} + p_{t,i}) x_{t-1,i} - a_{t,i} x_{t,i} \geq 0, \quad (4)$$

kde $i = 1, 2, \dots, n$,
 $t = 3, 4, \dots, T$.

Prvý člen udáva hmotovú produkciu i -tej dreviny, ktorú by bolo možné dosiahnuť v čase t , keby sa v poslednom desaťročí nerobili prebierky.

Druhý člen udáva skutočné množstvo hmoty v čase t . Rozdiel potom určuje množstvo prebierkovej hmoty (intenzitu prebierky) v uvažovanom období, tj. v čase t .

Ak označíme zmienené množstvo prebierkovej hmoty ako $y_{t,i}$, môžeme podmienku (4) písať v tvare rovnice.

$$(a_{t,i} + p_{t,i}) x_{t-1,i} - a_{t,i} x_{t,i} - y_{t,i} = 0, \quad (5),$$

kde $y_{t,i} \geq 0$,
 $i = 1, 2, \dots, n$,
 $t = 3, 4, \dots, T$.

Daný vzťah (5) nie je možné použiť v prípade, keď drevina nedosahuje v uvažovanej časovej hladine merateľné množstvo hmoty (hodnoty $a_{t,i}$ nie sú tabelované). Potom rovnicu (5) musíme nahradiť približným obmedzením, udávajúcim napr., o koľko percent môže vzrásť zastúpenie i -tej dreviny v priebehu uvažovaného decénia. Za takejto skutkovej podstaty môže sa rovnica (5) vyjadriť napr. podmienkou

$$1,5 x_{t-1,i} - x_{t,i} - y_{t,i} = 0, \quad (6),$$

ktorá hovorí, že zastúpenie dreviny v období od 10. t —1 do 10. t rokov nemôže vzrásť o viac ako o 50 %.

7. Účelová funkcia je daná celkovou hmotovou produkciou na konci rubného veku. Dostaneme ju tak, že sčítame celkové množstvo drevnej hmoty v čase $t = T + 1$ + všetky predchádzajúce prebierky. Teda analogicky so známym vzťahom.

$$f = H_t + \sum_0^t P_b \quad (7)$$

môžeme písať

$$f = \sum_{t=t_{0,1}}^T y_{t,1} + \sum_{t=t_{0,2}}^T y_{t,2} + \dots + \sum_{t=t_{0,n}}^T y_{t,n} + (a_{T+1,i} + p_{T-1,i}) x_{T,i} = \max. \quad (8)$$

V súčtoch ľavej strany sčítame len prebiecky od toho obdobia, kedy drešina má už prebieckovú hmotu. Ak je napr. $t_{0,1} = 4$, znamená to, že sa sčítajú prebiecky až od 40. roku a vyššie atď. Pritom $t_{0,1} \geq 3$ pre $i = 1, 2, \dots, n$.

Pomocou uvedených formulácií sme umožnili, že simplexovým algoritmom je možné riešenie problémov druhového zloženia drevín, ktoré môže byť formulované ako proces (tj. riešenie druhového zloženia drevín prebiehajúceho v čase).

Na základe horeuvedených konštrukčných prvkov matematického modelu by bolo možné riešenie druhového zloženia drevín, ovšem takto postavený model by bol statický pre riešenie konkrétneho prípadu. Neakceptoval by totiž pôsobenie rôznych faktorov, majúcich vplyv na vzájomný pomer drevín. Jeho platnosť by bola odôvodnená len v tom prípade, keby kritérium strát bolo eliminované, čo znamená, že porast by mal biologickú stabilitu, či rovnováhu. Skutočnosť je však iná. Straty sa vyskytujú predovšetkým pôsobením abiotických činiteľov (tie sú kvantifikované v návrhu Kolektívu 1966). Ich vplyv sa prejavuje (hlavne u bezpečnosti produkcie) v znížení hodnoty hmotovej produkcie jednotlivých drevín. Sledovaním tohoto faktora, pri rozbere HSLT spomínaného návrhu, sme dochádzali k názoru, že ho môžeme v zásade vyjadriť dvojako: a) lineárnou aproximáciou; b) kvadratickou funkciou.

a) Straty, o ktorých sme hovorili, sú závislé na pomere B a E drevín a premietajú sa do zakmenenia. Pri určitom percentuálnom zakmenení B drevín sa straty na hmotovej produkcii rovnajú 0, no pri ich nulovom percentickom podiele dosahujú určitú hodnotu, ktorá redukuje hmotovú produkciu. Teda s rastúcim percentom ekonomických drevín vyrastajú straty progresívne, nelineárne, ale táto nelinearita nie je v každom prípade príliš výrazná. Preto, v určitom intervale, pre približné vyjadrenie strát dostávame

$$0 \leq x_{t,iB} \leq a, \quad (9)$$

kde a – % zastúpenia biologických drevín, kde je možné straty S_t s dostatočnou presnosťou vyjadriť lineárne

$$S_t = \gamma - \beta x_{t,iB}, \quad (10)$$

kde $t = 2, 3, \dots, T-1$,

γ – % strát,

β – koeficient $\sim \frac{\gamma}{a}$.

Pre $x_{t,iB} \geq a$ je $S_t = 0$.

Ak chceme použiť štandardný lineárny model (bez zavedenia celočíselných premenných), nemôžeme riešiť úlohu komplexne bez toho, že by sme neobmedzili pohyb premenných biologických drevín. Toto obmedzenie pohybu premenných spočíva v tom, že percentuálny podiel zastúpenia je limitovaný hraničnou hodnotou strát. Zvyšovaním ich zastúpenia nad touto hodnotou nie je možné už nič získať. Preto sa môžeme obmedziť bez obáv, berúc zreteľ na vyjadrovanie CHP v plm, na prípad (9). Dosadením (10) do (2) dostaneme

$$\beta x_{t,iB} + x_{t,iE} = Z', \quad (11)$$

kde $Z = Z - \gamma$,

$t = 2, 3, \dots, T-1$.

Pre $t = T$ predpisujeme len 50 % zakmenenie, preto i vyjadrovanie strát bude odlišné

$$S_t = 0,5 \cdot \gamma - \beta x_{T,iB} \quad (10'),$$

prícom

$$0 \leq x_{T,iB} \leq \frac{a}{2}.$$

Dosadením (10') do (2) dostávame

$$\beta x_{T,iB} + x_{T,iE} = 0,5 \cdot Z' \quad (11')$$

Treba poznamenať, že tu uvádzaná lineárna aproximácia strát platí pre prípad, keď straty sú závislé len od pomeru B a E drevín. V niektorých prípadoch, ako napr. u HSLT jedľo-bukových smrečín v práci kolektívu (1966), nezávisia hodnoty strát len od uvedeného pomeru B a E drevín, ale aj od percenta zastúpenia smreka v rámci E drevín. Potom pre vyjadrenie lineárnej aproximácie týchto strát dostávame

$$S_t = \gamma - \beta x_{t,iB} + \beta' (x_{t,iE'} - \alpha') \quad (12)$$

pre

$$0 \leq x_{t,iB} \leq \alpha_{t,iB} \\ \alpha'_{t,iE'} \leq x_{t,iE'} \leq \alpha_{t,iE'}$$

kde $\beta' = \frac{\gamma}{\alpha'}$,

α' — dolná medza percenta zastúpenia E drevín majúcich vplyv na straty.

Obmedzenie $x_{t,iE'} = \alpha_{t,iE'}$ nemá reálny význam, je dané len tým, že pre $x_{t,iE} > \alpha_{t,iE'}$ nie sú tabelované straty. Dosadením (12) do (2) dostaneme podmienku zakmenenia

$$\beta x_{t,iB} + \beta' x_{t,iE'} + x_{t,iE} = Z \quad (13)$$

pre $t = 2, 3, \dots, T$.

Ak sa v úlohe vyskytujú dolné medze typu

$$x_{t,i} \geq \alpha'_{t,i}$$

robi sa nasledujúca úprava: miesto $x_{t,i}$ píšeme všade $x_{t,i} + \alpha'_{t,i}$ a roznásobíme; po vyriešení úlohy musíme k príslušným premenným túto dolnú medzu zasa pripočítať. Potom na základe vzťahu $x_{t,i} \geq \alpha'_{t,i}$ dostaneme po substitúcii namiesto rovnice (13)

$$\beta x_{t,iB} - \beta' x_{t,iE'} + x_{t,iE} = Z', \quad (14)$$

kde Z' — hodnota zakmenenia po substitúcii = $Z - \beta' x_{t,iE'}$.

b) Adekvátnejším výrazom pre vyjadrenie strát je vyjadrenie kvadratickou funkciou. Výpočet pomocou tejto funkcie sme na samočinnom počítači nerobili; pre obmedzený rozsah tohoto príspevku nemôžeme ilustrovať tvar tejto rovnice na príklade, pre ktorý bola zostavená, a preto ju neuvádzame. K tomu ešte poznamenávame, že výpočet na samočinnom počítači pomocou tejto funkcie sme nerobili z toho dôvodu, že údaje k stratám na bezpečnosti produkcie neboli matematicko-štatisticky prešetrované; preto nejavila sa nutnosť ich presnejšie aproximovať a zostavovať program pre samočinný počítač.

Na záver tejto state je treba dodať: Ako z riešenia vyplýva, zaoberali sme sa len stratami na bezpečnosti produkcie, neriešili sme straty na kvalite, neuvažovali sme ďalšie faktory (obmedzujúce podmienky). Neurobili sme tak z toho dôvodu, že cieľom našej práce, ako sme sa už o tom zmienili, bolo skonštruovať model, ktorý by bol riešený hlavne po metodickú stránku, a tiež preto, že odvodenie koeficientov pre každú obmedzujúcu podmienku môže byť samostatnou výskumnou úlohou a teda ich stanovenie presahovalo rámec tejto práce.

Aby sme preukázali, že daným modelom je možné splniť požiadavky, ktoré sme pred skonštruovaním matematického modelu položili, a tiež, aby sme na formuláciách demonštrovali praktický výpočet, urobíme ho pre HSLT opadankových bučín podľa nasledujúcej charakteristiky:

Typologický návrh pre uvedený HSLT udáva tieto dreviny: bk, jd, sm, bo, smc, jvml a im zodpovedajúce bonity — pre bk 1, jd 1, sm 1, (bo, smc, jvml) 1. V danom

HSLT treba vziať do úvahy straty na bezpečnosti produkcie, keďže ako škodlivý činiteľ tu pôsobí predovšetkým vietor, potom sneh a námraza. Ich výsledný škodlivý efekt znižuje $k_{1,3}$, avšak neskracuje rubný vek porastu. Vietor ohrozuje predovšetkým smrekovú zložku v poraste a s väčším zastúpením smreka znižuje sa stabilita porastu až o 30 %.

Formulácia konštrukčných prvkov modelu:

1. Pre zjednodušenie výpočtu budeme uvažovať len s tromi drevinami — bukom, smrekom, a jedľou. Zavádzanie do výpočtu ďalších, do úvahy prichádzajúcich drevín, sa v úvodnej štúdii neukázalo nutným.

2. Dreviny sme choronologicky označili podľa obecného symbolu $x_{t,i}$, teda: $x_{t,1}$ — buk, $x_{t,2}$ — smrek, $x_{t,3}$ — jedľa.

3. V ďalšom budeme vychádzať zo známej skutočnosti, že zmes drevín na danej ploche môže dosiahnuť „normálne zakmenenie“. Preto zhodne s predchádzajúcou úvahou zapíšeme

$$x_{t,1} + x_{t,2} + x_{t,3} = 1. \quad (1')$$

4. Hodnota strát S_t braná len z hľadiska bezpečnosti produkcie (ostatné sa neuplatňujú) je závislá len od pomeru ekonomických a biologických drevín.

Hodnoty v tabuľke I nám dávajú možnosť ich aproximatívne lineárne vyjadriť. Percentuálny pomer bk: (sm — jd) = 50 : 50 nám hovorí, že straty sú nulové; pri pomere 100 : 0 sú straty 20 %. Z toho vyplýva, že veľkosť strát závisí od pomeru ekonomických a biologických drevín, a preto na základe vzťahu (10) môžeme S_t písať v tvare

$$0,2 - 0,4 x_{t,1} = S_t' \quad (10')$$

Dosadiac za $x_{t,1}$ percentický podiel buka v rozmedzí $0 \leq x_{t,1} \leq 0,5$ dostaneme hodnoty, ktoré sú uvedené v tabuľke II.

Keď dosadíme (10') do (2), po úprave dostaneme

$$0,6 x_{t,1} + x_{t,2} + x_{t,3} = 0,8 \quad (11')$$

Sledujúc hmotovú produkciu jednotlivých drevín vidíme, že najproduktívnejšou drevinou je jedľa a zostupne za ňou je smrek a buk. Z toho vyplýva, že najvýhodnejším drevinovým zložením bude to zloženie, kde jedľa bude mať maximálne zastúpenie. Berúc do úvahy postavenie jednotlivých drevín v modeli (jd-najvyššiu hmotovú produkciu, bk-opodstatnenosť zastúpenia v dôsledku strát vyplývajúcich z bezpečnosti produkcie),

I. Percento strát na bezpečnosti produkcie v závislosti od podielu E drevín (Kolektív 1966). — Percentage of losses in production security in the correlation to E rate of tree species (collective 1966)

Podiel E drevín	Dosažiteľné zakmenenie	Znížené zakmenenie	Straty v %
95	1,0	0,85	15
80		0,90	10
55		0,95	5
20		1,00	0

II. Percento strát v závislosti od pomeru E a B drevín vyjadrené lineárnou funkciou. — Percentage of losses in the correlation to the ratio of E and B tree species expressed by linear function

Podiel E drevín	Dosažiteľné zakmenenie	Znížené zakmenenie	Straty v %
100	1,0	0,80	20
95		0,82	18
80		0,88	12
55		0,98	2
50		1,00	0

stanovili sme, že vo veku 80 rokov má mať smrek aspoň 0,2 zastúpenia zo zastúpenia buka. Túto podmienku (nech má opodstatnenosť požiadavky pestovateľského charakteru) matematicky možno interpretovať výrazom

$$0,2 x_{t,1} - x_{t,2} \leq 0$$

pre $t = 8$ a v zmysle už známeho môžeme písať

$$0,2 (x_{8,1} + 0,2) - x_{8,2} \leq 0$$

je po úprave

$$0,2 x_{8,1} - x_{8,2} \leq -0,04$$

Vzhľadom na uvedenú požiadavku môžeme v zmysle (14) výraz (11') písať:

$$0,6 (x_{8,1} + 0,2) + x_{8,2} + x_{8,3} = 0,8$$

a odtiaľ po úprave

$$0,6 x_{8,1} + x_{8,2} + x_{8,3} = 0,68. \quad (14')$$

5. Lineárna povaha modelu si vyžaduje, aby premenné $x_{t,1}$ sme obmedzili zhora (horná medza) — obmedzenie, ktoré píšeme v tvare

$$x_{t,1} \leq 0,5.$$

Vzhľadom na podmienku v predchádzajúcom bode, uvedené obmedzenie pre $t = 8$ musíme po tejto úprave

$$\begin{aligned} x_{8,1} &= x'_{8,1} + 0,2 \\ x'_{8,1} &= x_{8,1} - 0,2 \\ 0 &\leq x_{8,1} \leq 0,3 \end{aligned}$$

písať

$$x_{8,1} \leq 0,3.$$

6. Vyjadrenie strát v strede obnovnej doby budeme riešiť v dvoch alternatívach:

a) Podľa doterajších predpokladov, že straty majú vplyv počas celej produkčnej doby a že porast v čase T je zredukovaný na 50 %, môžeme (3) písať v tvare

$$0,6 x_{T,1} + x_{T,2} + x_{T,3} = 0,4$$

b) Táto alternatíva spočíva v predpoklade, že straty na bezpečnosti produkcie v $\bar{u}$ dobe strácajú platnosť. V dôsledku toho je potrebné upraviť obmedzenie typu

$$x_{T,1} \leq 0,5 \text{ na tvar } x_{T,1} \leq 1.$$

7. Jednotlivé, doteraz vyslovené predpoklady na obmedzujúce podmienky platia buď pre jedno úpravnicke obdobie, alebo pre celú produkčnú dobu. Na každej časovej hladine (na konci, resp. na začiatku každého decénia) nás zaujíma skutočné množstvo hmoty, teda aj to, čo sa vyťažilo.

Pre splnenie horeuvedených podmienok, totiž, aby mali platnosť po celý produkčný cyklus, musíme ešte vysloviť podmienku návaznosti, ktorú $x_{t,i}$ musia spĺňať. Túto podmienku nám spĺňa vzťah (5), na základe ktorého môžeme napr. pre drevinu smrek v období 20—30 rokov písať:

$$134x_{2,2} - 125x_{3,2} - y_{3,2} = 0.$$

Avšak tento vzťah je možné použiť len od času, kedy pre jednotlivé dreviny je tabelovaná hmota hrúbia. V prípadoch, keď pre niektoré dreviny, ktoré sú v riešení, nie je ešte tabelovaná hmota hrúbia, je potrebné urobiť „dohovorené“ obmedzenie v zmysle (6). V našom prípade je to pre drevinu buk, pre ktorú v 20. roku nemáme ešte tabelovanú hmotu hrúbia. Pre túto drevinu platí v uvedenom období „dohovor“, že jej zastúpenie neklesne pod 50% hodnotu zastúpenia nasledujúceho obdobia, kedy je už „rovnocenná“ ostatným drevinám. Teda píšeme

$$1,5x_{2,1} - x_{3,1} - y_{3,1} = 0.$$

Po týchto úvahách nad konštrukčnými prvkami modelu pre daný HSLT môžeme napísať súhrnné celý matematický model. No skôr sa ešte zmienime o určení stredne rubného veku.

Vychádzajúc z požiadavky určenia takého druhového zloženia drevín, pri ktorom CHP by bola maximálna a optimálna aj z hľadiska dĺžky produkčnej doby, riešili sme model v postupnosti časových hladín. Pre krajné časové hodnoty sme volili vek 80–120 rokov. Úpravy podmienok v modeli, pri jednotlivých časových hladinách, spočívali v nulovaní príslušných podmienok, v úprave podmienky vyjadrenej vo vzťahu (10') a v hodnote účelovej funkcie (ktorú pre daný prípad uvedieme len v konvenčných jednotkách, avšak rovnaký tvar a úpravy sa robia pri jej vyjadrení vo váhových jednotkách).

$$f_1 = \sum_{j=3}^{12} \sum_{k=1}^3 0,01 y_{j,k} + 652 x_{12,1} + 837 x_{12,2} + 1151 x_{12,3}$$

$$f_2 = \sum_{j=3}^{11} \sum_{k=1}^3 0,01 y_{j,k} + 624 x_{11,1} + 847 x_{11,2} + 1117 x_{11,3}$$

$$f_3 = \sum_{j=3}^{10} \sum_{k=1}^3 0,01 y_{j,k} + 593 x_{10,1} + 850 x_{10,2} + 1078 x_{10,3}$$

$$f_4 = \sum_{j=3}^9 \sum_{k=1}^3 0,01 y_{j,k} + 558 x_{9,1} + 841 x_{9,2} + 1028 x_{9,3}$$

$$f_5 = \sum_{j=3}^8 \sum_{k=1}^3 0,01 y_{j,k} + 520 x_{8,1} + 819 x_{8,2} + 972 x_{8,3}$$

$$0,6 x_{2,1} + x_{2,2} + x_{2,3} = 0,8$$

$$0,6 x_{3,1} + x_{3,2} + x_{3,3} = 0,8$$

$$0,6 x_{4,1} + x_{4,2} + x_{4,3} = 0,8$$

$$0,6 x_{5,1} + x_{5,2} + x_{5,3} = 0,8$$

$$0,6 x_{6,1} + x_{6,2} + x_{6,3} = 0,8$$

$$0,6 x_{7,1} + x_{7,2} + x_{7,3} = 0,8$$

$$0,6 x_{8,1} + x_{8,2} + x_{8,3} = 0,68 \quad 0,34 \text{ pre } 80 \text{ rokov}$$

$$0,6 x_{9,1} + x_{9,2} + x_{9,3} = 0,8 \quad 0,4 \text{ pre } 90 \text{ rokov}$$

$$0,6 x_{10,1} + x_{10,2} + x_{10,3} = 0,8 \quad 0,4 \text{ pre } 100 \text{ rokov}$$

$$0,6 x_{11,1} + x_{11,2} + x_{11,3} = 0,8 \quad 0,4 \text{ pre } 110 \text{ rokov}$$

1,5	$x_{2,1}$	—	$x_{3,1}$	—	$y_{3,1}$	= 0	
134	$x_{2,2}$	—	125	$x_{3,2}$	—	$y_{3,2}$	= 0
46	$x_{2,3}$	—	44	$x_{3,3}$	—	$y_{3,3}$	= 0
177	$x_{3,1}$	—	149	$x_{4,1}$	—	$y_{4,1}$	= 0
296	$x_{3,2}$	—	262	$x_{4,2}$	—	$y_{4,2}$	= 0
251	$x_{3,3}$	—	211	$x_{4,3}$	—	$y_{4,3}$	= 0
276	$x_{4,1}$	—	234	$x_{5,1}$	—	$y_{5,1}$	= 0
467	$x_{4,2}$	—	410	$x_{5,2}$	—	$y_{5,2}$	= 0
505	$x_{4,3}$	—	422	$x_{5,3}$	—	$y_{5,3}$	= 0
358	$x_{5,1}$	—	316	$x_{6,1}$	—	$y_{6,1}$	= 0
607	$x_{5,2}$	—	530	$x_{6,2}$	—	$y_{6,2}$	= 0
688	$x_{5,3}$	—	589	$x_{6,3}$	—	$y_{6,3}$	= 0
425	$x_{6,1}$	—	373	$x_{7,1}$	—	$y_{7,1}$	= 0
706	$x_{6,2}$	—	610	$x_{7,2}$	—	$y_{7,2}$	= 0
820	$x_{6,3}$	—	725	$x_{7,3}$	—	$y_{7,3}$	= 0
517	$x_{7,1}$	—	435	$x_{8,1}$	—	$y_{8,1}$	= 0
774	$x_{7,2}$	—	666	$x_{8,2}$	—	$y_{8,2}$	= 0
906	$x_{7,3}$	—	821	$x_{8,3}$	—	$y_{8,3}$	= 0
↓ pre 80 rokov							
520	$x_{8,1}$	—	478	$x_{9,1}$	—	$y_{9,1}$	= - 104
819	$x_{8,2}$	—	708	$x_{9,2}$	—	$y_{9,2}$	= 0
973	$x_{8,3}$	—	898	$x_{9,3}$	—	$y_{9,3}$	= 0
558	$x_{9,1}$	—	516	$x_{10,1}$	—	$y_{10,1}$	= 0
841	$x_{9,2}$	—	734	$x_{10,2}$	—	$y_{10,2}$	= 0
1028	$x_{9,3}$	—	965	$x_{10,3}$	—	$y_{10,3}$	= 0
593	$x_{10,1}$	—	551	$x_{11,1}$	—	$y_{11,1}$	= 0
850	$x_{10,2}$	—	747	$x_{11,2}$	—	$y_{11,2}$	= 0
1078	$x_{10,3}$	—	1024	$x_{11,3}$	—	$y_{11,3}$	= 0
624	$x_{11,1}$	—	582	$x_{12,1}$	—	$y_{12,1}$	= 0
847	$x_{11,2}$	—	749	$x_{12,2}$	—	$y_{12,2}$	= 0
1117	$x_{11,3}$	—	1071	$x_{12,3}$	—	$y_{12,3}$	= 0

$$x_{2,1} = 0,5$$

$$x_{3,1} = 0,5$$

$$x_{4,1} = 0,5$$

$$x_{5,1} = 0,5$$

$$x_{6,1} = 0,5$$

$$x_{7,1} = 0,5$$

$$x_{8,1} = 0,3$$

$$x_{9,1} = 0,5$$

$$x_{10,1} = 0,5$$

$$x_{11,1} = 0,5$$

$$x_{12,1} = 0,25$$

$$0,15 \text{ pre } 80 \text{ rokov}$$

$$0,25 \text{ pre } 90 \text{ rokov}$$

$$0,25 \text{ pre } 100 \text{ rokov}$$

$$0,25 \text{ pre } 110 \text{ rokov}$$

$$0,2 x_{2,1} - x_{2,2} = 0$$

$$0,2 x_{3,1} - x_{3,2} = 0$$

$$0,2 x_{4,1} - x_{4,2} = 0$$

$$0,2 x_{5,1} - x_{5,2} = 0$$

$$0,2 x_{6,1} - x_{6,2} = 0$$

$$0,2 x_{7,1} - x_{7,2} = 0$$

$$0,2 x_{8,1} - x_{8,2} = - 0,4$$

$$0,2 x_{9,1} - x_{9,2} = 0$$

$$0,2 x_{10,1} - x_{10,2} = 0$$

$$0,2 x_{11,1} - x_{11,2} = 0$$

Poznámka 1: Kriteériálna funkcia f_1 — zodpovedá $\bar{u}$ veku 120 rokov
 f_2 — zodpovedá $\bar{u}$ veku 110 rokov
 f_3 — zodpovedá $\bar{u}$ veku 100 rokov
 f_4 — zodpovedá $\bar{u}$ veku 90 rokov
 f_5 — zodpovedá $\bar{u}$ veku 80 rokov

Poznámka 2: Tieto úpravy (v modeli) sa robia z toho dôvodu, aby pre každú časovú hladinu nebolo treba zostavovať novú maticu úloh, čo by znamenalo robiť zakaždým nový dierovací predpis pre výpočet na samočinnom počítači. Pri takýchto úpravách sa na diernej páske opravujú len hodnoty pravých strán a hodnoty účelovej funkcie.

DISKUSIA K MATEMATICKÉMU MODELU

Predovšetkým treba poznamenať, že racionálne plánovanie drevinových zložení v prevádzkových cieľoch nie je možné bez spoľahlivých informácií. Z toho dôvodu budeme predovšetkým posudzovať komplex faktorov podmieňujúcich druhové zloženie. Povedané rečou operačnej analýzy, budeme model posudzovať zo stránky činnosti, obmedzujúcich podmienok a účelových funkcií.

a) K otázkam činnosti — v našom prípade k otázkam drevín, sa vyjadrovať nebudeme, pokladáme to za bezpredmetné, nakoľko touto otázkou sa dôkladne zaoberá dendrológia, pestovanie lesa a lesnícka typológia, ktorých závery môžeme jednoznačne prijať.

b) K otázkam obmedzujúcich podmienok — sme sa stručne zmienili už pri konštrukcii modelu. Tu treba dodať, že jedným z najdôležitejších faktorov ovplyvňujúcich druhovú, časovú a priestorovú porastnú úpravu našich lesov je bezpečnosť produkcie. Tu charakterizuje na určitom stanovisku pôsobenie škodlivých činiteľov biotických (predovšetkým hmyz, zver apod.) a abiotických (vietor, sneh, mráz atď.), a preto z týchto hľadísk by mala byť aj zohľadňovaná.

Kvalita produkcie vystupuje zvlášť do popredia, ak druhové zloženie drevín budeme stanovovať vzhľadom na výhľadovú potrebu sortimentov. V našom modeli sme sa touto otázkou momentálne nezaoberali, preto bude potrebné posúdiť výsledky už navrhnutých metód (Priesol 1960, Cifra 1966, Faith a kol. 1966 a ďalších) na kvantitatívnu inventarizáciu porastov a využiť ich pre daný účel.

Trvalosť produkcie by mala vyplývať z návrhov typologického prieskumu.

Vplyv priemyselných exhalátov prichádza do úvahy v oblastiach, kde sa prejavuje, resp. se môže prejaviť škodlivý účinok imisií. Tu treba predovšetkým poukázať na škodlivosť dymového faktora v tej súvislosti, „že jeho pôsobením sa vylučuje obdobie ozdravenia porastov“ (Pelze 1966), tj. vlastnosti, ktorá u iných škodlivých činiteľov je možná.

Z ďalších faktorov by sa mohli brať do úvahy ostatné užitočné účinky lesa, náklady na zakladanie lesných porastov, optimálna hustota ciest, disponibilné množstvo sadeníc apod.

My sme však stavali maticu ukazovateľov len na podmienke zakmenenia, na podmienke strát na hmotovej produkcii v závislosti od bezpečnosti produkcie (škody vetrom apod.) s tým, aby sme dostali na každej časovej hladine optimálne riešenie druhového zloženia drevín, prebiekajúcu hmotu pre jednotlivé dreviny a údaje pre plánovanie náhodilých ťažieb (tabuľka III—VI).

Takto postavený model, vzhľadom na obmedzujúce podmienky, môže sa zdať „chudobným“, tu však treba poznamenať, že nie je problém už pre takto postavený model napísať obmedzujúce podmienky v algebraickom tvare, ale problémom je mať spoľahlivé hodnoty pre tieto požiadavky (to nebolo účelom práce). Preto venujeme obmedzeniam, ktoré uvádzame v tejto diskusii, pozornosť len v tom zmysle, aký má byť ich výber, ktoré zohľadňovať, ktoré sú determinujúce pre daný model. Stručne sme ich charakterizovali a k niektorým sme podali aj námet, ako by sa mohli riešiť, v práci Vošku (1968).

III. Zastúpenie drevín pre HSLT Opadankových bučín v čase $\bar{u}$ 120 rokov. — Tree species representation for HSLT Deciduous beech stands within the $\bar{u}$ period of 120 years

Zastúpenie drevín podľa objemového O a váhového V kritéria									
vek	O				vek	V			
	bk	sm	jd	Σ		bk	sm	jd	Σ
	plošný redukovaný podiel					plošný redukovaný podiel			
	% zast. z reduk. plochy					% zast. z reduk. plochy			
	% zast. z hmoty po P_b					% zast. z hmoty po P_b			
	% zast. z hmoty pred P_b					% zast. z hmoty pred P_b			
20—30	17,041 19,6 19,88 16,42	12,814 14,8 31,19 43,16	56,962 65,6 48,93 40,42	86,817 100,0 100,0 100,0	20—30	33,334 35,7 29,03 23,34	27,836 29,8 50,51 60,21	32,163 34,5 20,46 16,45	93,333 100,0 100,0 100,0
30—40	25,561 28,3 21,50 30,96	5,112 5,7 7,56 10,44	59,551 66,0 77,94 58,60	90,214 100,0 100,0 100,0	30—40	50,000 50,0 39,57 39,40	16,374 16,4 22,78 29,03	33,625 33,6 37,65 31,57	99,999 100,0 100,0 100,0
40—50	11,349 13,4 7,94 6,64	2,350 2,8 2,86 2,40	70,840 83,8 89,2 90,96	84,539 100,0 100,0 100,0	40—50	50,000 50,0 35,80 35,68	10,000 10,0 12,55 11,27	40,000 40,0 51,65 53,05	100,0 100,0 100,0 100,0
50—60	13,385 15,7 9,10 7,81	2,677 3,1 3,06 2,66	69,291 81,2 87,84 89,53	85,353 100,0 100,0 100,0	50—60	50,000 50,0 35,42 34,74	10,760 10,8 12,78 11,06	39,240 39,2 51,80 54,20	100,0 100,0 100,0 100,0
60—70	15,165 17,6 10,22 9,03	3,033 3,5 3,25 2,87	67,868 78,9 86,53 88,10	86,066 100,0 100,0 100,0	60—70	50,000 50,0 35,47 34,79	12,324 12,3 13,93 12,31	37,676 37,7 15,60 52,90	100,0 100,0 100,0 100,0
70—80	16,828 19,4 11,41 10,19	3,510 4,0 3,65 3,26	66,393 76,6 84,94 86,55	86,731 100,0 100,0 100,0	70—80	50,000 50,0 35,90 35,26	14,263 14,3 15,68 14,05	35,737 35,7 49,42 50,69	100,0 100,0 100,0 100,0
80—90	20,000 22,7 13,69 12,56	4,079 4,6 4,14 3,80	63,920 72,7 82,17 83,64	87,999 100,0 100,0 100,0	80—90	59,000 50,0 36,41 35,83	16,576 16,6 17,88 16,18	33,424 33,4 45,71 47,99	100,0 100,0 100,0 100,0
90—100	21,757 24,5 15,02 13,98	4,719 5,3 4,63 4,31	62,226 70,2 80,35 81,71	88,702 100,0 100,0 100,0	90—100	50,000 50,0 37,07 36,54	19,175 19,2 20,20 18,43	30,825 30,8 42,73 45,03	100,0 100,0 100,0 100,0
100—110	23,528 26,3 16,42 10,51	5,407 6,1 5,12 3,23	60,476 68,6 78,46 86,26	89,411 100,0 100,0 100,0	100—110	50,000 50,0 37,92 36,57	21,971 22,0 22,58 13,82	28,029 28,0 39,50 49,61	100,0 100,0 100,0 100,0
110—120	25,000 25,0 36,96 37,55	6,153 6,2 11,72 14,22	18,847 18,8 51,32 48,23	50,000 50,0 100,0 100,0	110—120	25,000 25,0 40,25 39,59	25,000 25,0 51,81 53,20	— — 7,94 7,21	50,000 50,0 100,0 100,0

IV. Zastúpenie drevín pre HSLT Opadankových bučín v čase kulminácie PP CHP.
— Tree species representation for HSLT Deciduous beech stands at the culmination period PP CHP

Zastúpenie drevín podľa objemového <i>O</i> a váhového <i>V</i> kritéria									
vek	<i>O</i>				vek	<i>V</i>			
	bk	sm	jd	Σ		bk	sm	jd	Σ
	plošný redukovaný podiel					plošný redukovaný podiel			
	% zast. z reduk. plochy					% zast. z reduk. plochy			
	% zast. z hmoty po <i>Pb</i>					% zast. z hmoty po <i>Pb</i>			
	% zast. z hmoty pred <i>Pb</i>					% zast. z hmoty pred <i>Pb</i>			
20 — 30	17,041	12,814	56,962	86,817	20 — 30	33,334	27,836	32,163	93,333
	19,6	14,8	65,6	100,0		35,7	29,8	34,5	100,0
	19,88	31,19	48,93	100,0		29,03	50,51	20,46	100,0
	16,42	43,16	40,42	100,0		23,34	60,21	16,45	100,0
30 — 40	25,561	5,112	59,551	90,224	30 — 40	50,000	16,374	33,625	99,999
	28,3	5,7	66,0	100,0		50,0	16,4	33,6	100,0
	21,50	7,56	70,94	100,0		39,57	22,78	37,65	100,0
	30,96	10,44	58,60	100,0		39,40	29,03	31,57	100,0
40 — 50	11,349	2,350	70,840	84,539	40 — 50	50,000	10,000	40,000	100,0
	13,4	2,8	83,8	100,0		50,0	10,0	40,0	100,0
	7,94	2,86	89,20	100,0		35,80	12,55	51,65	100,0
	6,64	2,40	90,96	100,0		35,69	12,08	52,23	100,0
50 — 60	13,385	2,677	69,291	85,353	50 — 60	50,000	10,000	40,000	100,0
	15,7	3,1	81,2	100,0		50,0	10,0	40,0	100,0
	9,10	3,06	87,84	100,0		35,38	11,87	52,75	100,0
	7,81	2,66	89,53	100,0		34,76	11,79	53,45	100,0
60 — 70	15,165	3,033	67,868	86,086	60 — 70	50,000	10,000	40,000	100,0
	17,6	3,5	78,9	100,0		50,0	10,0	40,0	100,0
	10,22	3,25	86,53	100,0		35,30	11,24	53,46	100,0
	9,02	2,94	88,04	100,0		34,67	9,95	55,38	100,0
70 — 80	16,828	3,442	66,461	86,731	70 — 80	50,000	11,573	38,426	99,999
	19,4	4,0	76,6	100,0		50,0	11,6	38,9	100,0
	11,41	3,57	85,02	100,0		35,65	12,64	51,71	100,0
	7,34	2,30	90,36	100,0		33,39	7,95	58,66	100,0
80 — 90	10,000	4,000	30,000	44,000	80 — 90	25,000	13,450	11,549	49,999
	11,4	4,5	34,1	50,0		25,0	13,4	11,6	50,0
	13,84	8,19	77,97	100,0		37,53	29,80	32,57	100,0
	30,51	6,61	62,88	100,0		49,82	29,02	26,16	100,0

V. Porovnanie hmotovej produkcie „konštantnej“ zmesi s „premenlivými“ zmesami počas produkčnej doby. — A comparison of volume production of „constant“ mixture with „variable“ mixtures during production period

Vek	Zastúpenie drevín počas produkčnej doby			
	konštantné	premenlivé		
	bk ₂ , sm ₄ , jd ₄	varianty		
		a	b	c
	hmota pred Pb	diferencie		
	hmota po Pb			
20—30	83,2 79,6	— 13,2 — 20,4	— 13,2 — 20,4	— 13,4 — 20,6
30—40	254,2 219,0	— 25,2 — 27,3	— 20,5 — 22,6	— 19,8 — 21,9
40—50	444,0 379,6	— 7,5 — 8,4	+ 17,8 + 16,9	+ 21,7 + 20,8
50—60	589,6 510,8	— 1,1 + 0,1	+ 31,9 + 33,5	+ 38,2 + 39,8
60—70	695,4 610,6	+ 1,7 + 11,4	+ 40,5 + 50,2	+ 48,6 + 58,3
70—80	767,4 681,8	— 68,0 + 17,6	— 27,5 + 58,1	— 17,7 + 67,9
80—90	820,4 738,0	— 7,5 — 8,0	+ 10,9 + 10,4	+ 15,8 + 16,3
Absolutná odchýlka		— 120,8 — 35,0	+ 39,9 + 126,1	+ 76,7 + 160,7

c) K otázkam účelových funkcií: Skladba a percentuálne zastúpenie drevín v prevádzkových cieľoch sú navrhované v závislosti od cieľa, ktorý chceme dosiahnuť, a to tak, aby mal maximálnu hodnotu z hľadiska účelu. Napr. pri obnovnom prevádzkovom cieľi môžu nám byť účelom minimálne náklady na zakladanie porastov, pri porastnom prevádzkovom cieľi môže byť účelom maximálna hmotová produkcia vyjadrená napr. pomocou PCP v objemovom alebo váhovom vyjadrení apod., pri produkčnom prevádzkovom cieľi môže byť cieľom maximálna produkcia hospodársky cenných sortimentov atď. Samozrejme, že pri riešení úlohy môžeme zlúčiť tieto prevádzkové ciele a riešiť ich v návaznosti — komplexne, no aj tak vidíme, že cieľ môže byť rôzny a z toho vyplýva, že aj hodnoty, ktoré prináša, sú rôzne. Musíme preto posúdiť variantnosť cieľových hodnôt, aby sme mohli realizovať tú „najvýhodnejšiu“; otázka voľby variantu záleží potom na lesnom hospodárovi.

Vek	Varianty			
	optimálna druhová skladba	a	b	c
	hmota vo vek. st. pred P_b	neúmyselná ťažba v plm		
20—30	62,1	7,9	7,9	7,7
30—40	214,5	14,5	19,2	19,9
40—50	400,4	36,1	61,4	65,3
50—60	541,8	46,3	79,7	86,0
60—70	643,7	53,4	92,2	100,3
70—80	997,5	57,7	98,2	108,0
80—90	428,4	28,7	47,1	52,5

Už v predchádzajúcom sme sa zmienili o výsledkoch z riešenia matematického modelu, preto v tejto časti diskusie ku konkrétnemu riešeniu uvedieme len niekoľko poznámok.

Poznámka 1: Prevádzkový cieľ obnovný, výchovný a výhľadový, ktoré sú stanovené vzhľadom na maximalizáciu hmotovej produkcie, môžeme sledovať v tabuľkách III a IV. V tabuľke III je uvedené výsledné riešenie modelu pre časovú hladinu 120 rokov. Túto krajinú hodnotu sme volili preto, aby sme mohli určiť vek kvantitatívnej rubnej zrelosti (ako vek kulminácie celkového priemerného prírastku), ale aj preto, že „určenie optimálne dosiahnuteľných a výhľadových cieľov“... sa vyjadruje ...nielen druhovým zložením, ale i optimálnou cieľovou sortimentačnou štruktúrou“ (Šuška 1967) a ďalšími podmienkami, ako je napr. diferenciácia dĺžok obnovných dôb apod.; preto z aspektu ďalšieho riešenia modelu sme na tento moment brali zreteľ, keď sme stanovovali túto medzu.

V tejto súvislosti sa žiada uviesť, že počiatočné drevinové zloženie je dané pre vek 20 rokov z toho dôvodu (ako to vyplýva aj zo zjednodušujúcich predpokladov), že je tabelovaná hmota hrúbia. No, nie je to hlavný dôvod. Toto drevinové zloženie totiž môžeme považovať aj za druhové zloženie drevín obnovného prevádzkového cieľa z toho dôvodu, že aj pri zvážení ostatných obmedzujúcich podmienok (otázka nákladov na zakladanie lesných porastov; disponibilné množstvo sadeníc, mechanizačných prostriedkov a pracovných síl — v prípade, že sú „úzkoprofilové“ a ďalšie) determinujúcich drevinové zloženie obnovného prevádzkového cieľa nebude treba stanovovať druhové zloženie drevín v t_0 , teda v čase zakladania porastu, či začiatku obnovy, ale že je potrebné ponechať riešenie prvého obdobia rastu lesa na lesného hospodára. Opodstatnenie vidíme:

1. v tom, „... že plošný pomer medzi obnovnou a cieľovou skladbou je voľný, že jednej cieľovej skladbe môže zodpovedať veľké množstvo obnovných skladieb charakterizovaných len plošným zastúpením drevín (Baksa 1964), k čomu si dovoľujeme doplniť, že len v určitých medziach, tj. drevína musí mať v obnovnom prevádzkovom ciele určité medzné zastúpenie, aby mohol byť optimálny výhľadový cieľ dosiahnutý;

2. v nutnosti riešenia vnútornej priestorovej štruktúry vzhľadom k tomu, že v tom období by naše matematické formulácie, či iné ekonomické úvahy, neboli adekvátne skutočnosti. Z toho hľadiska je potrebné určiť funkciu drevinám (cieľové základné, cieľové sprievodné-výplňové, sprievodné dočasné, sprievodné trvalé atď. — podľa Bezačinského 1968) a určiť spôsob ich zmiešania a zoskupenia.

Poznámka 2: Faktor bezpečnosti produkcie sa vo výslednom riešení premietla do redukovaných plošných podielov. Vo výslednom riešení je počítané s ním už tak, akoby pôsobil. Vieme, že to tak celkom v skutočnosti nie je (pôsobenie môže byť aj jednorázové), preto diferenciáciu tohto podielu, podľa uváženia podmienok, môžeme prisúdiť B drevinám (a-alternatíva; tu zmierňujeme účinok jeho pôsobenia), E + B drevinám úmerne ich zastúpeniu (b-alternatíva), alebo E drevinám (c-alternatíva); ohrozenie produkcie zvyšujeme nad hodnoty, s ktorými bolo v základnom riešení počítané. Takto upravené zastúpenia sú uvedené v našej práci (Voško 1968), preto v tabuľke V sú uvedené len výsledky porovnávaní hmotových kriviek zmesí drevín. V tejto tabuľke

poukazujeme na skutočnosť, že drevinové zloženie riešené dynamicky počas produkčnej doby prináša lepšie výsledky, čo sa týka hmotovej produkcie, oproti drevinovému zloženiu riešenému staticky.

Poznámka 3: Hmotovú produkciu druhového zloženia drevín sme počítali podľa objemovej a váhovej kritériálnej funkcie a porovnávali pomocou objemovaváhového kritéria (podľa návrhu Papánka 1967). Ako výhodnejšie, podľa toho kritéria, nám vyšlo drevinové zloženie podľa objemovej kritériálnej funkcie, preto v predchádzajúcom sme sa zaoberali len týmto druhovým zložením drevín v prevádzkových cieľoch. Tu treba dodať, že je dosť veľká problémovosť merných jednotiek na vyjadrovanie výhľadovej hmotovej produkcie. Z toho dôvodu sme v našej práci (Voško 1968) navrhli model tzv. dopravného problému, ktorý nám spĺňa úlohu pomocného kritéria, na vyjadrovanie výhľadovej hmotovej produkcie, s tým, že zároveň rieši aj otázky rajonizácie lesného hospodárstva z hľadiska dodávateľsko-odberateľských vzťahov. Vzhľadom na zameranie a rozsah príspevku ho neuvádzame.

K riešeniu problematiky s využitím lineárneho programovania je treba zdôrazniť fakt, že nevýhodu lineárnej aproximácie nelineárnych závislostí sme čiastočne eliminovali jej použitím na časových hladinách s relatívne krátkym intervalom. Preto vytvorený model môže byť teoretickým východiskom pri použití nelineárnych aproximácií, k čomu sú práve vytvorené predpoklady teoretickými prácami, ktoré sa zaoberajú definovaním rastových procesov lesa (Korf 1967 a iní).

SÚHRN

V práci je predložený matematický model na výpočet drevinového zloženia v prevádzkových cieľoch, ktorý bol riešený hlavne po metodickej stránke a s využitím samočinného počítača. Návrh druhového zloženia drevín je vyriešený podľa predloženého modelu tak, že je optimalizovaný na časových hladinách (deceniách) počas celej produkčnej doby, tj. až do rubného veku, v ktorom hodnota celkovej hmotovej produkcie by mala byť maximálna. Vzhľadom k tomu, že navrhnutý model neumožňuje naraz optimalizovať drevinové zloženie a rubný vek, preto vek kulminácie celkovej hmotovej produkcie sa rieši v postupnosti časových hladín. Ďalej model je skonštruovaný tak, že na každej časovej hladine udáva optimálny (z hľadiska sledovaného cieľa) pomer zastúpenia drevín, z toho vyplýva, že aj hodnotu hmotovej produkcie, ďalej udáva množstvo prebierkovej hmoty a údaje pre plánovanie náhodných ťažieb.

Za obmedzujúce podmienky daného modelu boli zvolené bezpečnosť a trvalosť produkcie (vyjadrené v kvantifikovaných ukazovateľoch), ktorých vplyv sa prejavuje v znížení hodnoty hmotovej produkcie. Toto zníženie hodnoty sa vyjadruje (hlavne u bezpečnosti produkcie) vo forme strát, ktoré sú vyjadrené lineárnou aproximáciou (s ktorou sa v modeli počíta vzhľadom na to, že model je riešený štandardným programom na samočinnom počítači).

Ako účelová funkcia bola použitá funkcia vyjadrujúca hmotovú produkciu v objemových, resp. váhových jednotkách.

Došlo dne 9. 6. 1969

Literatúra

1. ARROW K. J. a kol., 1958, *Studies in Linear and non-Linear Programming*. Stanford University Press Stanford, California
2. BAKSA L., 1964, Príspevok k problematike stanovenia obnovných skladieb. *Lesnícký časopis* 12
3. BELLMAN R., 1957, *Dynamic Programming*. Princeton University Press, Princeton-New Jersey
4. BENKO J., HANČINSKÝ L., 1968, Posudzovanie extrémnych spoločenstiev z hľadiska ich prirodzeného zakmenenia. *Les* 2
5. BEZAČINSKÝ H., 1968, Možnosti zvyšovania produkcie buka a jedle v lesoch Slovenska. In: Kolektív, *Zvyšovanie prírastku lesov*, SAV, Bratislava

6. CIFRA J., 1966, Návrh metódy na stanovenie kvality drevnej produkcie. Lesnícký časopis 11
7. DISSESCU R., 1966, Determinarea compozitiei-tel prin metoda programării liniare. Revista Padurilor 12
8. DOLEŽAL B., 1960, Prevádzkové ciele a ich použitie v lesnom hospodárstve. Lesnícký časopis 5
9. FAITH J., KOŠÚT M., VÁCLAV V., 1966, Výskum zisťovania kvalitatívnych ukazovateľov pre hlavné dreveniny. Záverečná správa VÚLH, Zvolen
10. GASS S. I., 1958, Linear Programming Methods and Applications. Mc Graw-Hill Book Company, New York—San Francisco—Toronto—London
11. GREGUŠ C., 1962, Ťažobný ukazovateľ podrastného lesa vyplývajúci z obnovných dôb. Lesn. časopis 2
12. HALAJ J., 1968, Produktivnosť našich lesných drevín a porastov. In: Kolektív, Zvyšovanie prírastku lesov. SAV Bratislava
13. KLINKA K., KRÁTKY J., 1967, Návrh na ekonomické zdôvodnenie prevádzkových cieľov. Zpravodaj 1, ÚHÚL Zvolen
14. KOLEKTÍV, 1966, Vypracování návrhu metodiky pro stanovení ekonomicky zdůvodněných výhledových provozních cílů. Úkol 31/b/1966, Odbor vývoje HÚL, ÚHÚL Zvolen
15. KORF V., 1963, Základní teoretické problémy hospodářské úpravy lesů v podrostním hospodářství. Lesnický časopis 4-5
16. KORF V., 1967, Růst stejnověkých porostů a Backmanova růstová teorie. Lesnický časopis 10
17. KOTZIG A., 1961, Matematické metody v hospodářské praxi. SAV, Bratislava
18. LJAMEBORŠAJ S. Ch., 1967, Optimizacija lesnych kultur a jestestvennogo vozobnovljenija lesa. In: Nesterov, V. G., Matematičeskije metody i elektronno-vyčislitel'naja tehnika v lesnom chozjajstve. Lesnoje chozjajstvo 12
19. PAPÁNEK F., 1967, Voľba drevín a meranie drevnej produkcie. Lesnícký časopis 3
20. PATRONE G., 1965, Programmazione lineare in selvicoltura. Firenze, Tip. Bruno Cippini C., Firenze
21. PELZE E., 1966, Hospodářská opatření proti kouřovým škodám v lesním hospodářství Německé demokratické republiky. In: Kolektív, Vliv průmyslových exhalací na lesní hospodářství. Janské Lázně
22. PITKO J., PLÍVA K., 1967, Hospodárske súbory lesných typov a ich využitie. Lesnícký časopis 10
23. POLÁK L., 1960, Provozní cíle v hospodářskoupravnickém plánování. Sbor. VŠZ Brno, řada C, č. 4
24. PRIESOL A., 1960, Akostné triedy ako meradlo kvality v hospodárskej úprave lesov. Lesnícký časopis 1
25. PRUDIČ Z., 1962, Použití lineárního programování při stanovení provozních cílů. Lesnictví 4
26. RUPRICH J., 1965, Použití lineárního programování při stanovení provozních cílů. Lesnícký časopis 7
27. ŠUŠKA M., 1967, Rubná zrelosť hlavných lesných drevín podľa skupín sortimentov. Sborník vedeckých prác LF-VŠLD Zvolen, IX-1
28. VOŠKO M., 1968, Použitie metód operačnej analýzy v lesníctve. Lesnícký časopis 11-12
29. VOŠKO M., 1968, Stanovenie druhového zloženia drevín metódami operačnej analýzy. Kandidátska dizertačná práca, Zvolen
30. VYSKOT M. a kol., 1962, Probírky. SZN, Praha
31. ZLATNÍK A., 1959, Skupiny lesných typov Slovenska. SVPL, Bratislava.

Методический проект определения видового состава древесных пород методами операционного анализа

В настоящей работе предложена методическая модель для вычисления породного состава в производственных числах, которая решалась, главным образом, с методической стороны и с применением электронно-вычислительной машины. Проект видового состава решен согласно предложенной модели так, что он оптимизирован по периодам времени (по десятилетиям) в течение всего производственного периода, т. е. вплоть до возраста рубки, в котором величина общего производства древесины должна быть максимальной. Предложенная модель не дает возможности одновременно оптимизировать состав древес-

ных пород и возраст рубки, вследствие чего возраст кульминации общего производства древесины решается в последовательности периодов времени. Далее модель сконструирована так, что в каждом периоде времени она указывает оптимальное (с точки зрения намеченной цели) отношение участия отдельных пород, из чего следует, что она указывает и величину производства древесины; далее она указывает количество древесины, заготавливаемой при прореживаниях, а также данные для планирования случайных лесозаготовок.

В качестве условий, ограничивающих данную модель, были выбраны безопасность и постоянство производства (выраженные количественными показателями), влияние которых проявляется в понижении размера производства древесины. Это понижение величины выражается (главным образом у безопасности производства) в форме потерь, выраженных линейным приближением, принятым в модели ввиду того, что модель решена стандартной программой электронно-вычислительной машины.

В качестве целевой применена функция, выражающая производство древесины в единицах объема или веса.

A Methodical Proposal for the Determination of Tree Species Composition by the Methods of Operation Analysis

This paper includes a mathematical model for the calculation of tree species composition in operation goals, which was solved from the methodical point of view and in using electronic computer. The proposal of tree species composition was solved in this model in such a way that it is based on the optimization of time levels (decades) within a whole production period, i. e. up to the time of felling age, when the value of the total volume production should achieve its maximum. With regard to the fact that the proposed model does not allow to optimize at once the tree species composition and the felling age, the culmination age of the total volume production is solved in the sequence of time levels. Further, the model is constructed in such a way that it presents the optimum ratio (from the viewpoint of the required goal) for each time level, including the value of volume production, the amount of thinning volume and the data for planning selective fellings.

Security and durability of production (expressed in quantified indicators) were chosen as limiting conditions of this model and its influence is apparent in the decrease of volume production value. This decrease of value is expressed (chiefly as regards the production security) in the form of losses expressed by linear approximation (which is taken into account because the model is solved by means of standard program for the computer).

The function expressing the volume production in volume or weight units was applied as objective function.

Methodischer Entwurf für die Bestimmung der Holzartenzusammensetzung mittels Methoden der Operationsanalyse

In dieser Arbeit wird ein mathematisches Modell für die Berechnung der Holzartenzusammensetzung in den Betriebszielen, das hauptsächlich methodisch und unter der Anwendung von einem selbsttätigen Rechner gelöst wurde, unterbreitet. Der Entwurf der Holzartenzusammensetzung wird laut dem unterbreiteten Modell auf die Weise gelöst, daß dieser an Dezennien während der ganzen Produktionszeit, d. h. bis zum Hiebsalter, in dem der Wert der gesamten Massenproduktion maximal sein sollte, optimiert wird. Mit Rücksicht darauf, daß das vorgeschlagene Modell es nicht gestattet, die Holzartenzusammensetzung und das Hiebsalter auf einmal zu optimieren, wird das Alter der Kulmination der gesamten Massenproduktion im Vorschreiten der Dezennien gelöst. Ferner wird das Modell auf die Weise konstruiert, daß es bei einem jeden Dezennium das optimale Verhältnis der Vertretung einzelner Holzarten (vom Gesichtspunkt des beobachteten Zieles) anführt; demzufolge auch den Wert der Massenproduktion, ferner die Menge der Durchforstungsmasse und Angaben für die Planung von Zufallshieben.

Als beschränkende Bedingungen des gegebenen Modells wurde die Sicherheit und Beständigkeit der Produktion (ausgedrückt in quantifizierten Indices) gewählt; der Einfluß dieser Faktoren kommt in der Herabsetzung des Massenproduktionswertes zum Vorschein. Diese Herabsetzung des Wertes wird (vor allem bei der Produktionssicherheit) in Form von Verlusten ausgedrückt. Diese Verluste werden

durch lineare Approximation (mit der im Modell gerechnet wird, u. zw. mit Rücksicht darauf, daß das Modell mittels Standardprogramm des selbsttätigen Rechners gelöst wird) zum Ausdruck gebracht.

Als Nutzfunktion wurde die Funktion, die die Massenproduktion in Volumen-, bzw. Gewichtseinheiten ausdrückt, verwendet.

Projet méthodique sur l'établissement de la composition spécifique des essences en appliquant les méthodes d'analyse opérationnelle

Dans le travail on avance un modèle mathématique pouvant servir au calcul de la composition des essences à des termes d'exploitation déterminés, dont la solution accuse en premier lieu le caractère méthodique et se sert d'un calculateur électronique. Le projet de composition spécifique des essences est solutionné selon le modèle présenté de manière qu'il est optimisé par espaces de temps déterminés (décennies), pendant toute la période de production, c'est-à-dire jusqu'à l'âge mûr, où la valeur de la production totale du cubage devrait être maxima. Compte tenu du fait que le modèle avancé ne permet pas d'optimiser en une seule fois la composition des essences et l'âge mûr, on détermine en conséquence la culmination de la production totale du cubage successivement par espaces de temps. De même, le modèle est construit de manière à indiquer pour chaque espace de temps la représentation optima des essences (par rapport à l'objectif suivi) et par conséquent aussi la valeur de la production du cubage, puis le volume du bois que donnent les éclaircies et les données nécessaires à la planification des coupes imprévues.

Comme conditions limitatives du modèle mentionné on a choisi la sécurité et la permanence de la production (exprimées en indices quantitatifs), dont l'influence se manifeste dans la réduction de la valeur du cubage. Cette réduction de la valeur est exprimée (notamment en ce qui concerne la sécurité de la production) en forme de pertes évaluées par l'approximation linéaire (avec laquelle on compte dans le modèle, compte tenu du fait que ce dernier adopte au calculateur électronique le programme standard).

Comme fonction d'utilité on a utilisé la fonction exprimant la production en unités volumétriques ou pondérales.

Adresa autora:

Ing. Milan Voškó, CSc., Lesnícka fakulta VŠLD Zvolen

■ Pro výpočet zásoby porostů z relaskopických podkladů je možno použít několik metod, jež dosud z hlediska upotřebitelnosti a výhodnosti nejsou uspokojivě prošetřeny.

Jde zejména o metodu nepravých porostních výtvarnic, metodu porostních výtvarnicových výšek, metodu empirických porostních výtvarnic a metodu přímého měření porostní výtvarnice.

U všech metod máme úkol stanovit porostní zásobu ze dvou přímo měřitelných veličin, a to střední výčetní základny na 1 ha $\bar{K}_{138}$ a střední porostní výšky $\bar{V}$.

Způsob, jak dospějeme ke třetí nezbytné hmototvorné veličině — porostní výtvarnici T — je dán příslušnou metodou.

Základní vztah pro výpočet zásoby je dán vzorcem

$$H_{ha} = K \cdot V \cdot T, \quad (1)$$

který je jen u metody empirických výtvarnic (Liň-Čan-Gen 1961) poněkud upraven.

Ve spojení se vztahem pro relaskopování

$$\bar{K} = f_c \sum_{i=1}^{i=n} K_i \cdot n^{-1} \quad (2)$$

přejde vztah (1) na výsledný výraz pro výpočet zásoby relaskopickou metodou

$$H_{ha} = f_c \sum_{i=1}^{i=n} K_i \cdot n^{-1} \cdot V \cdot T, \quad (3)$$

kde H_{ha} — zásoba porostu na 1 ha,

K — výčetní základna na 1 ha,

$\bar{K}$ — průměrná výčetní základna na 1 ha z n relaskopických stanovisek,

K_i — výčetní základna i -tého stanoviště,

f_c — násobný relaskopický faktor,

V — střední porostní výška,

T — porostní výtvarnice.

Porostní výtvarnice se přebírá obvykle z předepsaných vzrůstových tabulek nebo se využije různých tabulek za tím účelem zkonstruovaných (např. Vrba ZN 26/1959 — ÚHÚL TEI Zvolen).

Spolehlivost této metody bude souviset s přiléhavostí vzrůstových tabulek pro vyšetřovaný porost ve smyslu zásad definovaných Leporským (1948).

Porostní výtvarnice je zde tedy přebírána ze vzrůstových tabulek, a to globálně pro příslušný věk, dřevinu a bonitní stupeň. Skutečná tloušťková vyspělost porostu reprezentovaná střední výčetní tloušťkou se zde většinou neuplatní, i když víme, že spolu se střední porostní výškou ovlivňuje významně porostní výtvarnici.

Metoda porostních výtvarnicových výšek tvoří přechod mezi metodou předchozí, tj. metodou tabulkových porostních výtvarnic a metodou přímého měření výtvarnic na vzornících.

Hodnoty výtvarnicových výšek $(vt)_h$ se vyšetřují zásadně z hmotových údajů tabulkových (h_h) podle dvou změřených veličin výčetní základny k_h a výšky v_h h -tého vzorníku podle vztahu

$$(vt)_h = \frac{h_h}{k_h}. \quad (4)$$

Příslušný počet $(1, 2, 3, \dots, h, \dots, l)$ vzorníků může být různě velký, a to vždy podle požadavku na přesnost. V běžné praxi se vžila metoda pro všechny používané reprezentativní metody, jež předpokládá takový počet vzorníků se změřenými dvojicemi hodnot $d_{1,3}$ a v , které umožní sestavit tzv. zkrácený výškový grafikon. Podle velikosti plochy porostu 5 až 15 ha a více se změří 9 až 22 vzorníků, jež vykazují výčetní tloušťku v rozpětí ± 4 cm kolem odhadnuté střední výčetní tloušťky. Průměrná hodnota vt ze všech l vzorníků je hledanou veličinou pro výpočet porostní zásoby

$$VT = \overline{vt} = \frac{\sum_{h=1}^{h=l} vt_h}{l}. \quad (5)$$

Údaje o počtu vzorníků jsou převzaty z Halajových tabulek (Halaj 1955).

Výpočet se zjednoduší ještě tím, že se zjistí v hmotových tabulkách průměrná hmota kmene h z l vzorníků podle průměrné $\bar{d}$ a $\bar{v}$

$$\bar{d} = \frac{\sum_{h=1}^{h=l} d_h}{l}, \quad (6)$$

$$\bar{v} = \frac{\sum_{h=1}^{h=l} v_h}{l} \quad (7)$$

a použije se v analogii vzorce (4) k výpočtu $\overline{vt} = VT$ pro celý porost

$$VT = \overline{vt} = \frac{\bar{h}}{\bar{k}}, \quad (8)$$

kde $\bar{k}$ — střední výčetní základna odpovídající $\bar{d}$ ze vzorce (6).

K podstatnému usnadnění výpočtu slouží grafikony nebo tabulky vypočítaných výtvarnicových výšek.

Taxátory zajímá přesnost této metody, jež vyplývá z dalšího rozboru. Jde o základní otázku, jak se projeví odchylka nepřesně určeného středního výčetního průměru $\pm \Delta \bar{d}$ na výtvarnicovou výšku $\overline{vt}$.

I. Odchytky na střední porostní výšce vyvolané odchylkou na střední výčetní tloušťce $\Delta d = \pm 1$ cm a $\Delta d = \pm 2$ cm. -- The deviations in mean stand height caused by the deviation in mean d. b. h. $\Delta d = \pm 1$ cm and $\Delta d = \pm 2$ cm

		Dřevina					
		sm	jd	md	bo	bk	db
		odchylka na výšce ($\Delta \bar{V}$) v m					
$\Delta \bar{d}$	2 cm	$\frac{0,2-1,5}{0,85}$	$\frac{0,3-2,0}{1,15}$	$\frac{0,5-1,4}{0,95}$	$\frac{0,1-1,0}{0,55}$	$\frac{0,1-1,5}{0,80}$	$\frac{0,0-1,2}{0,6}$
	1 cm	$\frac{0,1-0,75}{0,42}$	$\frac{0,15-1,0}{0,57}$	$\frac{0,25-0,7}{0,47}$	$\frac{0,05-0,5}{0,27}$	$\frac{0,05-0,75}{0,40}$	$\frac{0,00-0,6}{0,3}$

Jak patrně z obr. 1, odchylka $\pm \Delta \bar{d}$ např. velikosti ± 2 cm vyvolá současně i odchylku stejného smyslu na výšce $\pm \Delta \bar{v}$. Velikost odchylky $\pm \Delta \bar{v}$ (u smrku průměrně o 0,85 m a u borovice o 0,55 m) na střední porostní výšce a její procentuální hodnota byla vyšetřena z Halajových grafikonů (Halaj 1955) pro stanovení jednotných hmotových křivek hlavních dřevin (tabulka I).

Používané Grundnerovy-Schwappachovy hmotové tabulky poskytují údaje hmot jednotlivě pouze pro celé metry výšek. Proto lze určit hmotu středního kmene jen ze zaokrouhlených hodnot, tedy v našem případě u obou dřevin případně na $\Delta d = \pm 2$ cm průměrná odchylka ve výšce $\Delta \bar{V} = \pm 1$ m.

Pro rozsah těchto odchylek byly řešeny relativní odchylky i na výtvarnicové výšce $\Delta(vt)\%$ obou hlavních dřevin smrku a borovice, a to pro kladné i záporné odchylky $\pm \Delta d$ a $\pm \Delta v$ (tabulka II, obr. 2 pro borovici).

Velikost relativních odchylek na výtvarnicové výšce $\Delta(vt)\%$ v důsledku kladných odchylek na střední výčetní tloušťce $\pm \Delta d = +2$ cm plyne ze vztahu

$$\Delta(vt) 2\% = \left(\frac{(vt)^+}{(vt)_i} - 1 \right) \cdot 100, \quad (9a)$$

kde $(vt)_i$ — výtvarnicová výška příslušející i -tému stupni tloušťkového centimetrového intervalu střední výčetní tloušťky,

$(vt)^+$ — výtvarnicová výška příslušející změněným hodnotám tloušťky $o + 2$ cm ($d_i + 2$ cm) a výšky $o + 1$ m ($v_i + 1$ m) podle vztahu

$$(vt)^+ = \frac{h_i^+}{k_i^+}. \quad (10a)$$

Obdobně velikost $\Delta(vt)\%$ odchylek v důsledku záporných odchylek $-\Delta d = -2$ cm bude

$$\Delta(vt)_1\% = \left(\frac{(vt)^-}{(vt)_i} - 1 \right) \cdot 100, \quad (9b)$$

kde $(vt)^-$ — výtvarnicová výška příslušející změněným hodnotám tloušťky $o - 2$ cm ($d_i - 2$ cm) a výšky $o - 1$ m ($v_i - 1$ m) podle vztahu

$$(vt)^- = \frac{h_i^-}{k_i^-}. \quad (10b)$$

II. Relativní odchylky na výtvarnicové výšce $\Delta(vt)_1\%$ a $\Delta(vt)_2\%$ v důsledku odchylek $\pm \Delta d$ od střední výčetní tloušťky (pro borovici Schwapach 1896 přes 80 let). — The relative deviations in form-height $\Delta(vt)_1\%$ and $\Delta(vt)_2\%$ as a result of deviations $\pm \Delta d$ from the mean d. b. h. (for Scots pine, Schwapach 1896, over 80 years)

v_i	14	15	16			19	20	21			24	25	26			29	30	31		
d_i	$(vt)_i$			$\Delta(vt)_1$	$\Delta(vt)_2$	$(vt)_i$			$\Delta(vt)_1$	$\Delta(vt)_2$	$(vt)_i$			$\Delta(vt)_1$	$\Delta(vt)_2$	$(vt)_i$			$\Delta(vt)_1$	$\Delta(vt)_2$
				%					%					%					%	
10	6,3	6,3	7,6	—	+13	8,9	8,9	8,9	—	—1	10,1	—	—	—	—	—	—	—	—	—
12	6,2	6,2	7,1	+ 2	+14	8,0	8,8	8,8	+ 1	+3	10,6	10,6	—	—5	—	—	—	—	—	—
14	5,8	6,5	7,1	— 5	+ 8	8,4	9,1	9,1	—12	+4	10,4	11,0	—	—4	+4	—	—	—	—	—
16	6,0	6,5	7,0	—11	+ 9	8,5	9,0	8,5	— 7	+4	10,4	10,9	11,4	—5	+5	—	—	—	—	—
18	6,3	6,7	7,1	—10	+ 4	8,3	8,7	9,4	— 2	+6	10,6	11,0	11,4	—5	+4	—	—	—	—	—
20	6,0	6,7	6,7	— 6	+10	8,3	8,9	9,2	— 7	+7	10,5	11,1	11,5	—5	+2	—	—	—	—	—
22	6,3	6,8	7,4	—12	+ 7	8,7	8,9	9,5	— 7	+7	10,5	11,1	11,3	—5	+4	12,6	—	—	—	—
24	6,2	6,9	7,3	— 9	+ 6	8,6	9,1	9,5	— 4	+3	10,8	11,3	11,5	—7	+2	12,8	13,3	—	—5	+2
26	6,4	6,8	7,3	— 9	+10	8,5	9,0	9,4	— 4	+7	10,7	11,1	11,5	—3	+4	12,8	13,2	13,6	—3	+3
28	6,5	7,0	7,5	— 9	+ 7	8,6	9,1	9,6	— 7	+4	10,7	11,2	11,5	—4	+2	12,8	13,1	13,6	—2	+2
30	6,6	7,1	7,5	— 8	+ 6	8,6	9,0	9,5	— 4	+5	10,6	11,0	11,4	—3	+5	12,7	13,1	13,4	—2	+3
32	6,7	7,1	7,5	— 7	+ 4	8,6	9,1	9,5	— 5	+4	10,7	11,1	11,6	—5	+4	12,7	13,2	13,5	—4	+2
34	6,7	7,0	7,4	— 4	+ 6	8,6	9,0	9,5	— 4	+3	10,7	11,0	11,5	—3	+4	12,7	13,1	13,5	—3	+3
36	6,7	7,0	7,4	— 4	+ 3	8,4	8,9	9,3	— 3	+4	10,6	11,0	11,4	—3	+4	12,7	13,2	13,5	—4	+3
38	6,6	7,0	7,2	— 4	+ 3	8,5	8,9	9,3	— 6	+4	10,7	11,0	11,5	—4	+5	12,7	13,1	13,6	—3	+4
40	6,6	6,9	7,2	— 4	+ 4	8,4	8,8	9,3	— 6	+6	10,6	11,0	11,5	—3	+5	12,7	13,1	13,6	—3	+4
42	6,6	6,9	7,2	— 4	+ 4	8,4	8,9	9,3	— 6	+4	10,6	11,0	11,5	—4	+4	12,7	13,1	13,6	—3	+3
44	—	6,9	7,2	— 4	+ 4	8,4	8,9	9,3	— 5	+4	10,5	11,0	11,4	—4	+4	12,7	13,1	13,5	—3	+3
46	—	6,9	7,2	—	+ 4	8,4	8,8	9,3	— 6	+6	10,5	11,0	11,4	—5	+5	12,7	13,1	13,5	—3	+4
48	—	—	7,2	—	—	8,4	8,9	9,3	— 3	+3	10,6	11,0	11,5	—5	+4	12,7	13,1	13,6	—3	+3
50	—	—	—	—	—	8,3	8,7	9,2	—	—	10,5	10,9	11,4	—3	—	12,7	13,1	13,5	—3	—

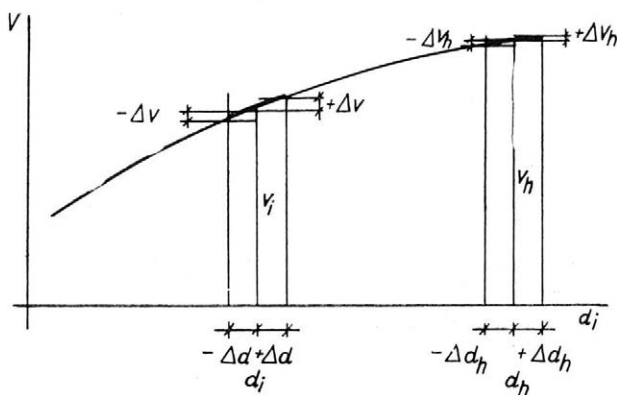
$$\text{Vysvětlivky: } \Delta(vt)_1\% = \left(\frac{(vt)_1^-}{(vt)_i} - 1 \right) \cdot 100, (vt)_i = \frac{h_i}{k_i}, (vt)_1^- = \frac{h_i^-}{k_i^-}$$

pro $v_i - 1$ m
pro $d_i - 1$ cm

$$\Delta(vt)_2\% = \left(\frac{(vt)_2^+}{(vt)_i} - 1 \right) \cdot 100, (vt)_i^+ = \frac{h_i^+}{k_i^+}$$

pro $v_i + 1$ m
pro $d_i + 1$ cm

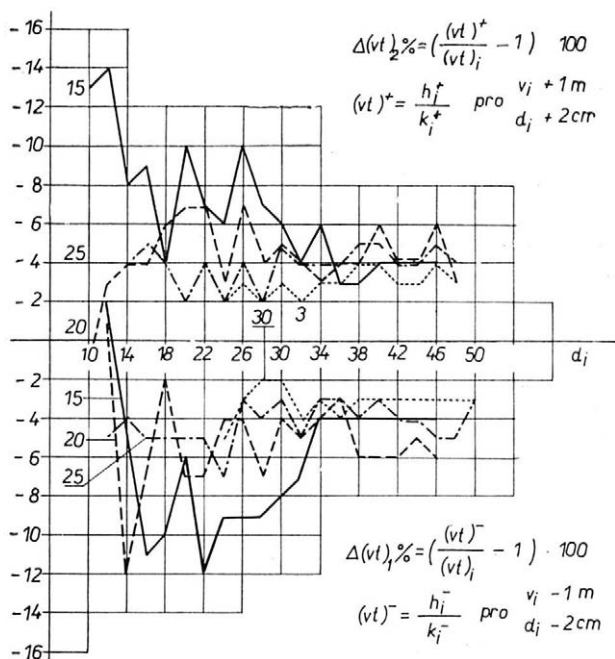
1. Vliv odchylky vyskytující se v okolí výčetní tloušťky středního kmene a v okolí tloušťky kmene s horní porostní výškou. — The influence of deviation occurring in the proximity of d. b. h. of mean stem and in the proximity of stem diameter with the upper stand height



Z rozboru vyšetřených odchylek pro výšky 15, 20, 25 a 30 m je možno učinit tento závěr:

a) Kladné odchylky (+Δd) ve velikosti (+2 cm) vyvolávají současně u hmotových tabulek průměrné odchylky ve střední porostní výšce (+Δv = +1 m).

b) Kladné odchylky +Δd = 2 cm spolu s odchylkami ΔV = +1 m způsobují odchylky ve výtvarnicové výšce rovněž kladného smyslu a nabývají různých hodnot. Největší odchylky se vyskytují u smrku s tloušťkou vyspělosti do d = 16 cm, u borovice do d = 26 cm. U malých porostních výšek jsou odchylky větší než u velkých porostních výšek. Pro nejčastěji se vyskytující tloušťkové vyspělosti relaskopovaných porostů d = 18–34 cm nutno počítat u smrku s chybou Δ(vt)₂ % = +2 až +7 %, u borovice s chybou Δ(vt)₂ % = +2 až +8 %.



2. Relativní odchylky na výtvarnicové výšce Δ(vt)₁ % a Δ(vt)₂ % v důsledku kladných a záporných odchylek ±Δd od střední výčetní tloušťky (hmotové tabulky pro borovici — Sch w a p p a c h 1896). — The relative deviations in the form-height Δ(vt)₁ % and Δ(vt)₂ %, as a result of positive and negative deviations ±Δd from the mean d. b. h. (volume tables for Scots pine — Sch w a p p a c h 1896)

c) Záporné odchylky ($-\Delta d$) ve velikosti (-2 cm) se projevují stejně jako při kladných odchylkách, ovšem se záporným znaménkem u smrku $\Delta (vt)_1 \% = -2$ až -7 %, u borovice $\Delta (vt)_1 \% = -3$ až -9 %.

d) U odchylek $\Delta d = \pm 1$ cm možno počítat zhruba s odchylkami $\Delta (vt) = \pm 1$ až 4 %.

e) Doporučovaný odhad střední výčetní tloušťky, při němž možno počítat s výskytem chyby $\pm d = \pm 2$ cm i více vede nutně ke značným chybám na zásobě v důsledku chybné výtvarnicové výšky odvozené z nesprávných údajů $\bar{d}$ a výšky $\bar{v}$ příslušející nesprávné hodnotě $\bar{d}$ ve zkrácené výškové křivce.

f) Při použití Halajových JHK lze očekávat podobné výsledky.

g) Metoda výtvarnicových výšek bude spolehlivá jen tehdy, bude-li vyšetřena spolehlivě též střední výčetní tloušťka měřeného porostu a bude-li pomocí ní též určena porostní výška ze zkrácené výškové křivky.

h) Hodnoty výtvarnicových výšek příslušející střední výčetní tloušťce podle výčetní základny d_K a aritmetické střední výčetní tloušťky $\bar{d}$ budou též odlišné, neboť platí

$$d_K = \sqrt{\bar{d}^2 + s_d^2}, \quad (11)$$

kde s_d — směrodatná odchylka výčetních tlouštěk.

Byla-li průměrná odchylka

$$\Delta d = d_K - \bar{d} = \sqrt{\bar{d}^2 + s_d^2} - \bar{d} \quad (12)$$

vyšetřena (Polák 1966a) ve výši $+\Delta d = 0,60$ cm, pak i chyba kladného smyslu na výtvarnicové výšce Δvt_2 smrku i borovice nabude hodnoty $+0,6$ až 2 %, již možno prakticky zanedbat.

Grosenbaughem (1958) uváděná tzv. „volume basal aerea ratios“ a Dvoreckim (1964) uplatňovaná metoda elementární zásoby je v podstatě metoda výtvarnicových výšek.

Metoda empirických výtvarnic je založena na Liň-Čan-Genem (1961) definovaných empirických výtvarnicích (f_e) a jednoduchém vzorci

$$\bar{H}_{ha} = \bar{K} \cdot (\bar{V} + 3) \cdot f_e, \quad (13)$$

pro který nutno znát K , V a f_e o dvou hodnotách (pro světlomilné dřeviny $f_e = 0,40$, pro stinné dřeviny $f_e = 0,42$). Metoda se zde uvádí pro úplnost a též proto, že známá Anučinova (1962) metoda vycházející z empirických výtvarnic se doporučuje pro rychlý výpočet zásoby.

Orientační zkoušky konané autorem prokázaly (Zpravodaj ÚHÚL — Zvolen 3/1961) použitelnost Anučinova grafikonu pro přesnější odhady zásob porostů. Metoda vyžaduje podrobnější rozbor použitelnosti v našich poměrech.

Metoda přímého měření porostní výtvarnice je nejpresnější metodou k řešení dané úlohy, neboť je založena na přímém měření výtvarnice u příslušného počtu vzorníků (n_t), z něhož se odvodí průměrná hodnota ($\bar{t} = T$).

SOUHRN

Výpočet zásoby porostů při relaskopování lze uskutečnit a) metodou nepravých porostních výtvarnic, b) metodou porostních výtvarnicových výšek, c) metodou empirických porostních výtvarnic, d) metodou přímého měření porostní výtvarnice.

Hlavní pozornost je věnována druhé metodě porostních výtvarnicových výšek, jež je pro praxi nejvýhodnější. Při relaskopování nutno přidavně měřit nezbytný počet vý-

četních tloušťek, aby byl získán podklad pro určení střední výčetní tloušťky porostu. Proto byl zkoumán vliv nepřesnosti určení velikosti střední výčetní tloušťky vyjádřené odchylkou $\Delta d_{1,3}$ na výtvarnicovou výšku vt odvozenou ze vztahu

$$vt = \frac{\bar{h}}{k}$$

pomocí hmotových tabulek podle $\bar{d}_{1,3}$ a $\bar{v}$ (tj. střední výčetní tloušťky a střední porostní výšky).

Pro nejčastěji se vyskytující tloušťkovou vyspělost relaskopovaných porostů $\bar{d}_{1,3} = 18$ až 34 cm nutno počítat při chybě $\Delta d_{1,3} = \pm 2$ cm s chybou na výtvarnicové výšce Δvt % u smrku ± 2 až ± 7 %, u borovice ± 2 až ± 9 %.

Došlo dne 27. 3. 1969

Literatura

1. ANUČIN N. P., 1962, Novyj metod taksacii lesa. Vsesojuznyj naučno-isledovatel'skij institut lesovodstva i mech. les. chozj., Puškino, též Zpravodaj ÚHÚL Zvolen 1965, č. 1
2. BITTERLICH W., 1959, Relaskoptechnik. Cbl. ges. Forstw. 76:1-35
3. BITTERLICH W., 0000, Die Relaskopmessung in ihrer Bedeutung für Forstwirtschaft. Öst. Vierteljahresschrift f. Forstw. 97:86-98
4. BITTERLICH W., 1956, Fortschritte der Relaskopmessung. Holzkurier 9, č. 1
5. DVOŘECKIJ M. L., 1964, Elementarnyj zapis drevostoja. Lesnoj žurnal 7:16-18
6. GROSENBAUGH L. R., 1958, Point sampling and line sampling probability theory, geometric implications, synthesis, USFS, Southern For. Exp. St. Occ. Paper č. 160
7. HALAJ J., 1955, Tabulky JHK pre určovanie hmoty porastov. Bratislava SPN
8. LEPORSKÝ A., 1948, Způsob přezkoušení použitelnosti všeobecných porostních výnosových tabulek pro místní poměry. Sborník VŠZ v Brně D 33:1-85
9. LIŇ-CAN-GEN, 1961, Novoe v tehnikе opredelenija zapasa drevostoja. Lesn. chozj. č. 8:18-23 (též Zpravodaj ÚHÚL 3/1961)
10. POLÁK J., 1965, Horní porostní výška. Studijní informace ÚVTI-MZLVH - řada Lesnictví č. 6
11. POLÁK J., 1966a, Relaskopická technika a výpočet zásoby porostů. Zpravodaj ÚHÚL 1
12. POLÁK J., 1966b, Reprezentativní metody při maloplošné inventuře porostních zásob. Kandidátská disertační práce
13. POLÁK J., 1968, Rozbor některých chyb při relaskopickém zjišťování výčetní základny porostu. Lesnický časopis 14:421-438
14. ŠMELKO Š., 1965, Zisťovanie hmoty porastov skusnými plochami. Habilitační práce LF VŠLD Zvolen
15. ÚHÚL Zvolen, 1965, Technologické postupy prací HÚL, doplněk k č. 12 — Zjišťování porostních zásob relaskopováním, včetně podkladové zprávy k vyřešenému úkolu č. 14/1965

Вычисление лесных запасов с помощью реласкопически обследованных таксационных оснований

Вычисление запаса лесонасаждения при реласкопировании можно осуществить а) методом псевдовидовых чисел насаждения, б) методом видовых чисел высоты насаждения, в) методом эмпирических видовых чисел насаждения, г) методом непосредственного измерения видового числа насаждения.

Основное внимание уделено второму методу видовых чисел высоты насаждения, который для практики наиболее выгоден. При реласкопировании необходимо дополнительно измерять нужное число таксационных диаметров, чтобы таким образом получить основу для определения среднего таксационного диаметра насаждения. Поэтому изучалось влияние неточности определения размера среднего таксационного диаметра, выраженного отклонением $\Delta d_{1,3}$ от видового числа высоты vt , выведенного из отношения

$$vt = \frac{\bar{h}}{\bar{k}}$$

с помощью таблиц массы согласно $\bar{d}_{1,3}$ и $\bar{v}$ (т. е. среднего таксационного диаметра и средней высоты насаждения)

Для чаще всего встречающейся спелости (по толщине) реласкопированных насаждений $\bar{d}_{1,3} = 18$ и до 34 см нужно при ошибке $\Delta d_{1,3} = \pm 2$ см рассчитывать на ошибку у видового числа высоты $\Delta vt\%$ у ели от ± 2 до $\pm 7\%$, у сосны от ± 2 до $\pm 9\%$.

Calculation of Growing Stock by Means of Relascopically Found Basal Areas

The calculation of growing stock in the measurement made by means of relascope may be carried out by a) by the method of artificial stand form factors, b) by the method of stand form-heights, c) by the method of empiric stand form factors and d) by the method of direct measurement of stand form factors.

A main attention was devoted to the second method of stand form-heights, because it is the most suitable one for the practice. In the measurement by means of relascope, it is necessary to measure additionally a necessary number of d. b. h., in order that a basis for the determination of mean d. b. h. may be obtained. Therefore, the influence of inaccuracy of the determination of mean d. b. h. expressed by the deviation $\Delta d_{1,3}$ on the height-form vt derived from the relation

$$vt = \frac{\bar{h}}{\bar{k}}$$

was studied by means of volume tables by $\bar{d}_{1,3}$ and $\bar{v}$ (i. e. mean d. b. h. and mean stand height).

For the most frequently occurring diameter maturity of relascopically measured stands $\bar{d}_{1,3} = 18-34$ cm, it is necessary to take into consideration in the error $\Delta d_{1,3} = \pm 2$ cm the error in form-height $\Delta vt\%$ for Norway spruce $\pm 2 - \pm 7\%$ and for Scots pine $\pm 2 - \pm 9\%$.

Berechnung der Bestandsvorräte mit Hilfe der relaskopisch untersuchten Bruthöhenkreisflächen

Die Berechnung der Bestandsvorräte bei der Relaskopierung kann ad a) durch die Methode der unechten Bestandsformzahlen, b) durch die Methode der Bestandsformhöhen, c) durch die Methode der empirischen Bestandsformzahlen, d) durch die Methode der direkten Messung der Bestandsformzahl realisiert werden.

Die wichtigste Aufmerksamkeit wird der zweiten Methode der Bestandsformhöhen gewidmet, die für die Praxis am günstigsten ist. Bei der Relaskopierung ist es notwendig die nötige Anzahl der Bruthöhendurchmesser zusätzlich zu messen, um die Unterlage für die Bestimmung des mittleren Bruthöhendurchmessers des Bestandes zu gewinnen. Deshalb prüfte man den Einfluß der Ungenauigkeit der Größenbestimmung des mittleren Bruthöhendurchmessers, die durch die Abweichung $\Delta d_{1,3}$ auf die Formhöhe vt ausgedrückt ist, abgeleitet von der Beziehung

$$vt = \frac{\bar{h}}{\bar{k}}$$

mit Hilfe der Massentafeln laut $\bar{d}_{1,3}$ und $\bar{v}$ (d. h. des mittleren Bruthöhendurchmessers und der mittleren Bestandshöhe).

Für die am öftesten vorkommende Durchmesserbreite der zu relaskopierenden Bestände $\bar{d}_{1,3} = 18$ bis 34 cm, ist es notwendig bei einem Fehler des $\Delta d_{1,3} = \pm 2$ cm mit einem Fehler auf der Formhöhe $\Delta vt\%$ bei der Fichte ± 2 bis $\pm 7\%$, bei der Kiefer ± 2 bis 9% zu rechnen.

Adresa autora:

Ing. Jiří Polák, CSc., Ústav pro hospodářskou úpravu lesů, Brandýs nad Labem

■ V Ústavu pro hospodářskou úpravu lesů se zabýval kolektiv pracovníků (Herold, Hradecký, Just, Klínka, Maleček) zpracováním některých prací hospodářské úpravy lesů pomocí samočinného počítače E-503.

Na rok 1967 byl vypsán v ÚHÚL tematický úkol Komplexní mechanizace hospodářské knihy a návrh našeho kolektivu na řešení tohoto úkolu byl přijat. Narazili jsme však na problém zapojení výpočtu hmot průměrkovaných porostů do celkového zpracování hospodářské knihy. Až do roku 1963 byly porostní hmoty počítány na obvyklých kalkulačních strojích. V roce 1963 bylo započato s výpočtem hmot a vyhodnocením taxačních údajů pomocí děroštitkových strojů ARITMA (Just, Vejsada 1965). Od té doby se tento způsob výpočtu u nás značně rozšířil a původně s ním bylo počítáno i pro řešení daného tematického úkolu. Poněvadž však je nejvýhodnější vykonávat veškeré v procesu zpracování se vyskytující početní úkony na jednom stroji, upustili jsme od tohoto záměru a hledali cestu, jak počítat také hmoty pomocí samočinného počítače. Poněvadž dnes počítáme hmoty téměř výhradně pomocí jednotných hmotových křivek (Halaj 1963), byla především hledána možnost převést tento způsob na zpracování pomocí samočinného počítače. Aby i ostatní, u nás užívané způsoby stanovení zásob, tj. výpočet pomocí hmotových tabulek a relaskopovací technika, mohly být odvozeny na tomto stroji, pracovalo se současně na rozšíření programu i pro tyto způsoby. Jejich výsledky budou pak převzaty automaticky do zásob u průměrkovaných porostů při zpracovávání hospodářské knihy na téže počítači. Protože uložení tabulek, ať již JHK nebo hmotových, do paměti počítače není výhodné pro výpočet na těchto strojích, byl hledán analytický funkční vztah pro aproximaci tabulek předepsaných u nás zákonnými předpisy pro práce hospodářské úpravy lesů.

Naš kolektiv se soustředil především na mechanizování výpočtu hmot pomocí JHK, hmotových tabulek a relaskopování. Dále se snažíme o využití počítače pro vyhledání čísla JHK, odvození tabulkové zásoby na 1 ha na podkladě hmoty středního kmene a odvození taxačních údajů (plochy skutečné a redukované dřevin, jejich zastoupení a zakmenění porostu) u průměrkovaných porostů.

ROZBOR TABULEK JHK A ODVOZENÍ OBECNÉHO ANALYTICKÉHO FUNKČNÍHO VZTAHU

Výpočet hmot průměrkovaných porostů podle JHK vyžaduje stanovení hmoty jednotlivých kmenů pro příslušnou dřevinu, JHK a tloušťkový stupeň samočinným počítačem. To je možno dosáhnout uložení tabulek JHK do paměti počítače nebo aproximací tabulek JHK analytickým funkčním vztahem.

I. Porovnání tabulkových údajů pro hmoty jednotlivých kmenů s hmotou odvozenou pomocí polynomu. — A comparison of tabulated data for the volumes of individual stems with the volume derived by means of the polynomial

Minitabulka pro sm-6, polynom 3,1

$d_{1,3}$	Y	Hmoty jednotlivého kmene podle		Diference
		polynomu	tabulek	
10	21	0,03	0,04	-0,005
14	21	0,13	0,13	-0,002
18	21	0,28	0,28	-0,004
22	21	0,50	0,49	0,008
26	21	0,77	0,75	0,016
30	21	1,08	1,07	0,013
34	21	1,44	1,43	0,014
38	21	1,84	1,85	-0,006
42	21	2,28	2,30	-0,020
46	21	2,74	2,77	-0,025
50	21	3,24	3,26	-0,024
54	21	3,75	3,75	-0,003
58	21	4,27	4,28	-0,006
62	21	4,81	4,82	-0,007
66	21	5,36	5,37	-0,012
70	21	5,91	5,90	0,005
74	21	6,45	6,46	-0,011
78	21	6,99	7,01	-0,024
82	21	7,51	7,52	-0,010
86	21	8,02	8,04	-0,022
90	21	8,50	8,52	-0,016

Vysvětlivky: $d_{1,3}$ — výčetní tloušťka
 Y — dvojčíslí v označ. JHK

pro aproximaci funkce v okolí určitého bodu je rovněž polynomem. Je-li možno prvé difference sousedních tabulkových hodnot aproximovat funkcí: $f \Delta(d_{1,3})$, pak funkci: $f(d_{1,3})$ lze aproximovat výrazem:

$$f(d_{1,3}) = \int f \Delta(d_{1,3}) dd_{1,3}.$$

Stejný postup je možno opakovat u druhých, třetích a dalších diferencí. Praktický důsledek těchto úvah vede k tomuto schématu analýzy tabulek:

První způsob je při velkém rozsahu tabulek nevýhodný (zatěžuje příliš operační paměť počítače) a je proto nutno postupovat druhým způsobem.

Aproximaci tabulek JHK analytickým funkčním vztahem, resp. modelování tabulek, musí předcházet důkladný rozbor. Je nutno si uvědomit, že naprostou shodu matematického modelu s empirickými hodnotami tabulek (tj. shodu i ve 2. desetinném místě) nebude možno prakticky dosáhnout. Teoreticky je možno provést aproximaci s libovolnou přesností, ale na úkor rychlosti výpočtů. Protože přesnost aproximace a rychlost výpočtů jsou navzájem protichůdné, bude třeba zvolit střední cestu, tj. tolerovat jisté odchylky s požadavkem na zrychlení výpočtů, zvláště když víme, že tabulky JHK vykazují jisté nepravidelnosti, zejména v okrajových částech. Tabulky JHK pro každou dřevinu se rozpadají na několik samostatných tabulek v závislosti na tloušťce středního kmene. Tyto minitabulky jsou určeny první číslicí v trojčíslí označení JHK (např. JHK 506 — minitabulka 5). Každou minitabulku je třeba analyzovat samostatně.

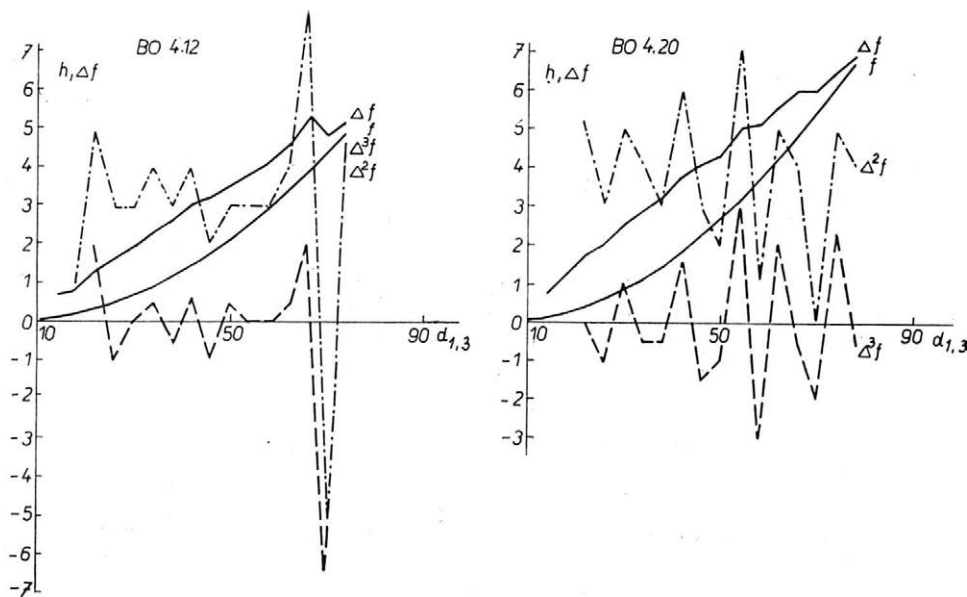
Každá tabulka má dvě nezávisle proměnné (výčetní tloušťku $d_{1,3}$ a druhé dvojčíslí v označení JHK y) a jednu závisle proměnnou, tj. hmotu jednotlivých kmenů h

$$h = f(d_{1,3}, y),$$

aproximující funkci označme

$$f(d_{1,3}, y).$$

Zkoumejme nejprve závislost hmoty na tloušťce (při konstantní JHK) — obr. 1. Tabulka I ukazuje, že tuto závislost bude možno vyjádřit polynomem vyššího stupně. Je to způsob aproximace v matematice nejběžnější a nejobecnější Taylorův vzorec



1. Závislost hmoty na výčetní tloušťce $d_{1,3}$ pro dřevinu a JHK. — Dependence of volume on d. b. h. for a tree species and USVC

Vypočtou se první difference Δf tabulkových hodnot a zkoumá se průběh těchto diferencí (nejlépe při jejich grafickém zobrazení). Postupně se vypočítají difference druhé $\Delta^2 f$, třetí $\Delta^3 f$ atd. tak dlouho, až bude možno některé difference považovat za konstantní; to znamená, že budou náhodně rozloženy kolem rovnoběžky s osou x . Řád nejnižší difference, která je konstantní, odpovídá řádu aproximujícího mnohočlenu. Důkaz: Je-li $f \Delta^3(x) = a_1$, pak

$$f \Delta^2(x) = \int f \Delta^3(x) dx = \int a_1 dx = a_1 x + a_2$$

$$f \Delta(x) = \int f \Delta^2(x) dx = \int (a_1 x + a_2) dx = \frac{a_1}{2} x^2 + a_2 x + a_3$$

$$f(x) = \int f \Delta(x) dx = \int \left(\frac{a_1}{2} x^2 + a_2 x + a_3 \right) dx = \frac{a_1}{2 \cdot 3} x^3 + \frac{a_2}{2} x^2 + a_1 x + a_0,$$

resp.

$$f(x) = A_3 x^3 + A_2 x^2 + A_1 x + A_0.$$

Příklady takovéto analýzy pro okrajové i střední hodnoty celé řady minitabulek JHK jsou uvedeny v tabulce II a III.

Z rozboru prvních diferencí vyplývá, že tabulky JHK vykazují jistou „hrbolatost“, tj. tabulky mají nepravidelné skoky (např. sm 5,05, tloušťka $d_{1,3}$ 26–30–34; bo 4,12, $d_{1,3}$ 58–62–66) a že jejich průběh není plynulý. To se pochopitelně projeví ještě výrazněji v následujících diferencích a zkrusí jejich průběh.

Z tabulek je možno usoudit, že konstantní jsou u většiny dřevin třetí, u některých dokonce už druhé difference. To znamená, že v rámci jedné JHK je možno vyjádřit závislost hmoty na tloušťce mnohočlenem třetího řádu:

$$h = a_3 d_{1,3}^3 + a_2 d_{1,3}^2 + a_1 d_{1,3} + a_1 \text{ (rovnice kubické paraboly).}$$

Protože difference vyšších řádů jsou zkresleny chybami ze zaokrouhlení a z neplynulého průběhu tabulkových hodnot, není často na první pohled jasné, které difference jsou konstantní. Je proto lépe tyto soubory diferencí vyhodnocovat metodami matematické statistiky.

Posoudit, zda difference jsou konstantní, je možno takto: Souborem diferencí, u něhož se předpokládá konstantnost, se proloží regresní přímka a provede se testování významnosti odchylky regresního koeficientu od nuly. Není-li významnost prokázána, je soubor diferencí skutečně „konstantní“ ve shora uvedeném smyslu. V opačném případě je nutno zkoumat obdobným způsobem difference vyššího řádu. Tímto způsobem byla konána analýza tabulek v několika případech. Výsledky vesměs prokázaly polynom třetího řádu. Při zjišťování řádu aproximujícího polynomu možno postupovat i takto

II. Analýza některých minitabulek pro borovici. — Analysis of some mini-tables for Scots pine

BOROVICE

$d_{1,3}$	405			412			420			318			307			215		
	Δf	$\Delta^2 f$	$\Delta^3 f$	Δf	$\Delta^2 f$	$\Delta^3 f$	Δf	$\Delta^2 f$	$\Delta^3 f$	Δf	$\Delta^2 f$	$\Delta^3 f$	Δf	$\Delta^2 f$	$\Delta^3 f$	Δf	$\Delta^2 f$	$\Delta^3 f$
10																		
14	5			7			7			6			4			6		
18	5	0		1	4		5	0		5	0		4	-2		4	-1	
22	10	5	-4	8	5	-2	12	5	-2	11	5	-2	8	2	0	10	3	0
26	11	1	3	13	3	0	17	3	2	16	3	1	10	2	2	13	3	0
30	15	4	-1	16	3	1	20	5	-1	19	4	-1	12	4	-1	16	3	-1
34	18	3	-1	19	4	-1	25	4	-1	23	3	-1	16	3	-1	19	2	1
38	20	2	1	23	3	1	29	3	3	26	1	5	19	1	3	21	3	1
42	23	3	0	26	4	-2	32	6	-3	27	6	-5	20	4	-5	24	4	-3
46	26	3	-2	30	2	1	38	3	-1	33	1	3	24	-1	6	28	1	
50	27	1	6	32	3	0	41	2	5	34	4	1	23	5	0	29		
54	34	7	-3	35	3	0	43	7	-6	38	5	-2	28	5	0			
58	38	4		38	3	1	50	1	4	43	3		33	5				
62				41	4	4	51	5	-1	46			38					
66				45	8	-13	56	4	-4									
70				53	-5	9	60	0	5									
74				48	4		65	5	-1									
78				52			69	4										

Pokračování tab. II.

$d_{1,3} = 22$			$d_{1,3} = 46$		$d_{1,3} = 74$	
JHK	Δf	$\Delta^2 f$	Δf	$\Delta^2 f$	Δf	$\Delta^2 f$
401						
2	1	0	5	0		
3	1	0	5	0		
4	1	1	5	1		
5	2	-1	6	-1		
6	1	0	5	1		
7	1	1	6	0		
8	2	-1	6	0		
9	1	1	6	0		
410	2	-1	6	0		
1	1	0	6	1		
2	1	0	7	-2	12	2
3	1	0	5	2	14	1
4	1	0	7	-1	15	2
5	1	0	6	0	17	0
6	1	0	6	0	17	0
7	2	1	7	1	17	0
8	1	1	7	-3	17	-2
9	1	1	4	2	15	-2
420	1	-1	6	2	13	0
1	1	0	7	1	13	0
2	1	0	7	-1	13	1
3	1	0	6		14	

Pro daný soubor se vypočte regresní křivka vyššího řádu. Součet čtverců odchylek se pak rozloží na podíly připadající lineární, kvadratické, kubické atd. složce a na reziduální součet. Postupem známým z variační analýzy se pak pomocí Snedcorovy náhodné veličiny F určí statistická významnost jednotlivých složek. Není-li např. kubická složka už statisticky významná (a všechny další vyšší rovněž), bude aproximující funkce polynomem druhého řádu apod.

Tento způsob výpočtu je při ekvidistanci x a stejné váze y možno zjednodušit použitím Fischerových-Yatesových tabulek, jejichž koeficienty jsou odvozeny od ortogonálních polynomů.

Tímto způsobem je proveden výpočet pro JHK jd 5,20 (tabulka III). Byly však analýzovány nikoli hodnoty h , ale první difference, u nichž se už projevují výrazněji náhodné složky. Spodní tabulka v tabulce III ukazuje, že statisticky významné jsou pouze lineární a kvadratické složky prvních diferencí; je tudíž aproximující polynom pro první difference polynomem druhého řádu a pro funkci $f(d_{1,3})$ polynomem třetího řádu, což je shodné s výsledky získanými jinou metodou.

Obdobným způsobem byla získána závislost hmoty na číslu JHK (tj. na druhém dvojčíslí y) pro konstantní výčetní tloušťku. Jak ukazují grafy a tabulky, je až na malé výjimky konstantní již první difference, tj. aproximující mnohočlen bude prvního řádu (obr. 2), tedy $h = a_1 y + a_0$, tj. rovnice přímky.

Totální funkční vztah vhodný k aproximaci jednotlivých minitabulek JHK bude mít tvar

$$h = (a_3 y + b_3) d_{1,3}^3 + (a_2 y + b_2) d_{1,3}^2 + (a_1 y + b_1) d_{1,3} + a_0 y + b_0,$$

resp.

$$h = A_3 y d^3 + A'_3 d^3 + A_2 y d^2 + A'_2 d^2 + A_1 y d + A'_1 d + A_0 y + A'_0,$$

kde d — výčetní tloušťka $d_{1,3}$,

y — poslední dvojčíslí v označení JHK.

ZPŮSOB ŘEŠENÍ ANALYTICKÉHO FUNKČNÍHO VZTAHU NA POČÍTAČI E-503

Tato kapitola je stručná, neboť jde o známé a používané metody i v lesnických disciplínách.

III. Analýza minitabulek pro jedli 520. — Analysis of minitables for silver fir 520

h	Δf	x	ξ'_1	$\xi'_1 \cdot \Delta f$	ξ'_2	$\xi'_2 \cdot \Delta f$	ξ'_3	$\xi'_3 \cdot \Delta f$	$(\Delta f)^2$
0,05									
13	0,08								
28	15	1	-4	-0,60	28	4,20	-14	-2,10	0,0225
51	23								
78	27	2	-3	-0,81	7	1,89	7	1,89	0,0729
1,11	33								
1,49	38	3	-2	-0,76	-8	-3,04	13	4,94	0,1444
1,91	42								
2,40	49	4	-1	-0,49	-17	-8,33	9	4,41	0,2401
2,93	53								
3,50	57	5	0	0	-20	-11,40	0	0	0,3249
4,13	63								
4,77	64	6	1	0,64	-17	-10,88	-9	-5,76	0,4096
5,45	68								
6,17	72	7	2	1,44	-8	-5,76	-13	-9,36	0,5184
6,93	76								
7,72	79	8	3	2,37	7	5,53	-7	-5,53	0,6241
8,45	73								
9,28	83	9	4	3,32	28	23,24	14	11,62	0,6889
10,13	85								
10,89	0,76								
	4,84		60r	5,11	2772r	-4,55	990r	0,11	3,0458

$$B' = \frac{5,11}{60} = +0,085166 \rightarrow S'_1 = 0,435202$$

$$C' = \frac{-4,55}{2772} = -0,0016414 \rightarrow S'_2 = 0,00746843$$

$$D' = \frac{0,11}{990} = +0,0001111 \rightarrow S'_3 = 0,0000123$$

$$S'_0 = \Sigma Y^2 - \frac{1}{n} (Y)^2 = 3,045800 - \frac{(4,84)^2}{9} = 0,442956$$

Faktor	S'		S^2	F	$F_{0,05}$	$F_{1,01}$
1. lineární	0,435202	1	0,435202	7912	7,71	21,20
2. kvadratická	0,007468	1	0,007468	135	7,71	21,20
3. kubická	0,000011	1	0,000011	0,2	7,71	21,20
4. reziduální	0,000275	5	0,000055			
Celkem	0,442956	8				

2. Závislost hmoty na číslu JHK pro konstantní výčetní tloušťku $d_{1,3}$. — Dependence of volume on USVC figure for a constant d. b. h.

Pro popis algoritmu výpočtu koeficientů aproximujícího výrazu provedeme substituci v označení, místo $d_{1,3}$ budeme psát x a polynom označíme

$$f = a_0 + a_1y + a_2x + a_3xy + a_4x^2 + a_5x^2y + a_6x^3 + a_7x^3y.$$

Koeficienty a_0, a_1 až a_7 byly odvozeny metodou nejmenších čtverců.

Minimalizace výrazu $\Sigma (h-f)^2$ volbou koeficientů $a_0, \dots, a_7$ je ekvivalentní položením derivací rovných nule, čímž vzniká soustava osmi lineárních rovnic pro osm neznámých $a_0, \dots, a_7$, která má řešení. Přesně tímto způsobem postupuje program pro samočinný počítač (v tomto případě E-503 instalovaný v Kancelářských strojích, n. p., Praha). K programu je připojen i verifikační program, který z takto získaného polynomu zpětně vypočítá funkční hodnotu a porovná ji s hodnotou uvedenou v tabulce. Výsledky této verifikace ospravedlňují jakoukoli míru intuitivnosti, která snad byla v postupu obsažena.

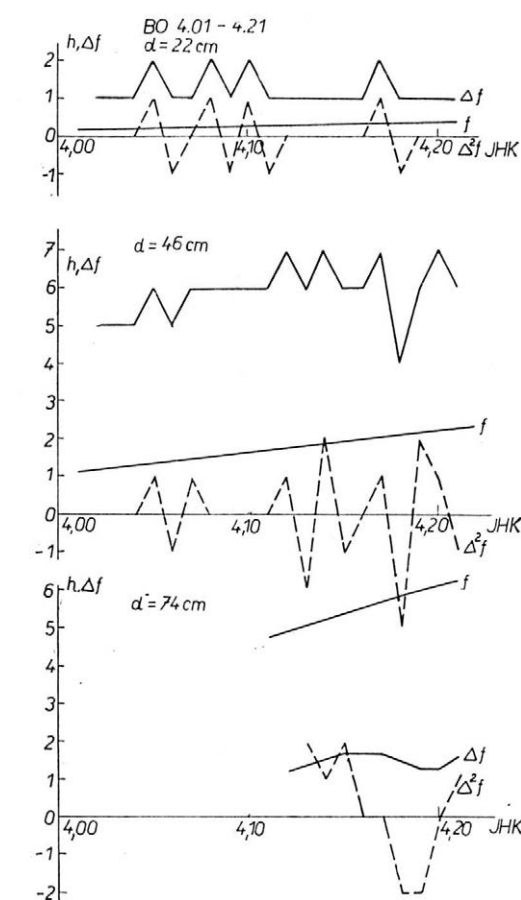
Ukázka zjištěných koeficientů pro polynom:

Minitabulka sm 1:

$$\begin{aligned} a_0 &= 0,38975966 \cdot 10^{-4} \\ a_1 &= 0,80709335 \cdot 10^{-2} \\ a_2 &= -0,36233353 \cdot 10^{-2} \\ a_3 &= -0,18100418 \cdot 10^{-2} \\ a_4 &= 0,69707782 \cdot 10^{-3} \\ a_5 &= 0,12534269 \cdot 10^{-3} \\ a_6 &= -0,71084490 \cdot 10^{-5} \\ a_7 &= -0,12328306 \cdot 10^{-5} \end{aligned}$$

Minitabulka jd 2:

$$\begin{aligned} a_0 &= -0,24956798 \cdot 10^{-2} \\ a_1 &= 0,53247191 \cdot 10^{-2} \\ a_2 &= -0,08727130 \cdot 10^{-2} \\ a_3 &= -0,78194894 \cdot 10^{-3} \end{aligned}$$



Minitabulka sm 2:

$$\begin{aligned} a_0 &= 0,21612611 \cdot 10^{-2} \\ a_1 &= 0,75253266 \cdot 10^{-3} \\ a_2 &= -0,56335496 \cdot 10^{-2} \\ a_3 &= -0,47926158 \cdot 10^{-3} \\ a_4 &= 0,74969979 \cdot 10^{-3} \\ a_5 &= 0,63348964 \cdot 10^{-4} \\ a_6 &= -0,35054367 \cdot 10^{-5} \\ a_7 &= 0,53205115 \cdot 10^{-6} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} a_4 &= 0,94267571 \cdot 10^{-3} \\ a_5 &= 0,66766096 \cdot 10^{-4} \\ a_6 &= -0,38400116 \cdot 10^{-5} \\ a_7 &= -0,39486433 \cdot 10^{-6} \end{aligned}$$

OVĚŘENÍ SPRÁVNOSTI ODVOZENÉHO POLYNOMU PRO JHK

Pomocí programu sestaveného k verifikaci bylo možno na počítači vyhotovit sestavu umožňující snadnou kontrolu, jaké difference mají hodnoty získané výpočtem podle polynomu proti hodnotám tabulek JHK. Rychlotiskárnou počítače byla vyhotovena sestava, kde v rámci dřevin, pro něž jsou sestaveny tabulky JHK (smrk, modřín, jedle, borovice, dub, buk, habr, jasan, bříza, osika, olše, topol), jsou uspořádány hmoty jednotlivých kmenů podle minitabulek a v nich podle hodnot označených d (tj. výčetní tloušťka) a y (poslední dvojčíslí v označení JHK). V posledním sloupci je vyčíslena difference mezi údajem tabulek JHK a hmotou vypočítanou pomocí polynomu.

Při posuzování diferencí je třeba přihlídnout k tomu, že hmotové tabulky, které byly použity jako základ ke konstrukci tabulek JHK, byly při svém vzniku vyrovnány pouze graficky. A toto víceméně subjektivní vyrovnání se projevuje nepravidelnostmi i v tabulkách JHK, především u nejslabších a nejtlustších výčetních průměrů. Nejlepších výsledků by se dosáhlo, kdyby bylo možno provést vyrovnání přímo z empirického materiálu. To by však vyžadovalo změnu v zákonných předpisech. Proto nezbývalo nic jiného

IV. Porovnání hmot jednotlivých kmenů vypočtených podle polynomu s údaji tabulek JHK a difference v % pro některé dřeviny a JHK. — A comparison of volumes of individual stems calculated by means of polynomial with the data of USVC tables and the difference in % for some tree species and USVC

d_{133}	sm 415			bo 415			db 417			bk 413		
	pol.	JHK	%	pol.	JHK	%	pol.	JHK	%	pol.	JHK	%
10	0,02	0,04	-40,0	0,04	0,04	+2,5	0,02	0,04	-50,0	0,04	0,04	+7,5
14	0,12	0,13	-3,8	0,10	0,10	0,0	0,12	0,12	+1,7	0,10	0,11	-10,0
18	0,27	0,26	+3,1	0,20	0,20	-0,5	0,25	0,24	+5,0	0,20	0,21	-3,3
22	0,45	0,43	+5,1	0,34	0,34	-0,6	0,42	0,41	+3,4	0,35	0,37	-4,0
26	0,67	0,65	+3,2	0,51	0,51	+0,8	0,63	0,61	+3,9	0,55	0,56	-1,2
30	0,92	0,91	+1,4	0,73	0,73	-0,1	0,88	0,87	+1,4	0,80	0,80	-0,3
34	1,20	1,20	+0,2	0,98	0,99	-1,0	1,17	1,17	-0,2	1,09	1,08	+0,5
38	1,51	1,51	-0,1	1,27	1,27	-0,2	1,49	1,50	-0,5	1,42	1,41	+0,4
42	1,83	1,83	+0,3	1,59	1,60	-0,5	1,86	1,87	-0,7	1,79	1,77	+1,1
46	2,18	2,18	-0,1	1,95	1,95	0,0	2,26	2,28	-0,9	2,20	2,18	+1,1
50	2,54	2,53	+0,2	2,34	2,34	+0,1	2,70	2,72	-0,7	2,66	2,63	+1,1
54	2,90	2,89	+0,4	2,77	2,77	0,0	3,18	3,20	-0,5	3,15	3,11	+1,3
58	3,28	3,24	+1,1	3,23	3,23	-0,1	3,71	3,73	-0,6	3,68	3,64	+1,2
62	3,65	3,61	+1,2	3,72	3,72	-0,1	4,27	4,28	-0,2	4,25	4,20	+1,2
66	4,03	3,99	+1,0	4,26	4,24	-0,4	4,88	4,88	-0,1	4,85	4,80	+1,1
70	4,40	4,35	+1,1	4,79	4,79	+0,1	5,52	5,53	-0,1	5,49	5,44	+0,9
74	4,76	4,71	+1,1	5,38	5,35	+0,5	6,21	6,21	0,0	6,16	6,11	+0,8
78	5,11	5,06	+1,0	5,99	5,86	+0,5	6,95	6,94	-0,1	6,86	6,79	+1,1
82	5,45						7,72	7,72	-0,1	7,60	7,52	+1,0
86	5,76						8,53	8,56	-0,3	8,36	8,29	+0,9
90							9,39	9,45	-0,6	9,16	9,06	+1,0

než vycházet z dosavadních pro hospodářskou úpravu schválených tabulek a snažit se dosáhnout maximální přesnosti aproximace na údaje tabulek JHK s přihlédnutím k ekonomičnosti výpočtů.

Při porovnávání hmot vypočítaných podle polynomu s tabulkovými se vyskytují nejčastěji nulové odchylky nebo odchylky jedné setiny plm. Největší odchylky jsou pak v okrajových částech u nejslabších a nejtlustších výčetních průměrů. Relativně největší odchylky se objevují u minitabulek s prvním číslem 3–5, u výčetního průměru 10 cm u smrku apod. i u ostatních dřevin. Tyto minitabulky se používají při výpočtu u starších porostů, kde při náležité pěstební péči by se však již stromy s těmito malými tloušťkami na průměrných bonitách ani neměly vyskytovat. A pokud se tyto stromy ve starších porostech ještě nacházejí, jejich celková hmota neovlivňuje nijak podstatně zásobu porostů. Tato odchylka se dá pak ještě odstranit úpravou programu. Vyjde-li výpočtem podle polynomu hmota nižší nebo rovná 0,02 plm, nahradí ji počítač u všech dřevin hmotou 0,03 plm, jak je uváděna v tabulkách. Značná část diferencí vznikla také zaokrouhlením vypočítaných hmot na setiny plm, čímž u nejnižších hmot mohou vzniknout difference až 17 %.

Z číselného vyjádření odchylky v tabulce IV je zřejmé, že přiléhavost hodnot u nejvíce se vyskytujících tloušťek stromů je vcelku velmi dobrá. Přesnost výpočtu pak plně vyhovuje praktickému využití pro výpočet zásob porostů. O dobré přiléhavosti svědčí i to, že se při porovnávání údajů objevují jak kladná, tak i záporná znaménka diferencí, čímž se částečně vyrovnávají.

Funkční vztah pak dovoluje i extrapolaci, což při dosavadních způsobech výpočtu hmot ztěžovalo a komplikovalo práci, zvláště při zpracování na děroštitkových strojích. Podobné potíže by vznikaly též, kdyby se hmotové tabulky chtěly uložit do paměti počítače. V našem případě je extrapolace plně oprávněná, zvláště když víme, že v těchto místech polynom velmi dobře přiléhá.

VÝPOČET HMOT PRŮMĚRKOVANÝCH POROSTŮ NA POČÍTAČI E-503 POMOCÍ ANALYTICKÉHO FUNKČNÍHO VZTAHU

Snahou kolektivu pracovníků bylo mechanizovat všechny výpočetní práce spojené se zjišťováním zásob průměrkovaných porostů. Proto byla snaha zpracovávat na počítači všechny způsoby měření zásob a při propočtech vyloučit co nejvíce veškeré subjektivní vlivy. Poněvadž každé přerušení práce na počítači výpočet zdražuje, byla též snaha plynule uspořádat jednotlivé úkony, aby si počítač odvodil údaje, které jsou potřebné k dalšímu výpočtu.

VENKOVNÍ A PŘÍPRAVNÉ PRÁCE

I když hmoty průměrkovaných porostů budou počítány pomocí samočinných počítačů, zůstanou venkovní práce prakticky beze změny. Průměrkovat je možno naplno nebo pomocí zkusných kruhových ploch, včetně relaskopování, ev. pásových ploch, umístěných do porostů podle zásad matematické statistiky.

Při dosavadním způsobu výpočtu hmot pomocí Halajových JHK činilo při praktickém výkonu prací potíže zjištění střední tloušťky. K odvození střední tloušťky pomocí Weiseho procenta upraveného Halajem bylo třeba znát před měřením výšek počet vyprůměrkovaných kmenů. Proto byl v praxi ÚHÚL zaveden zkrácený úsekový grafikon. K jeho konstrukci stačí, aby si taxátor odhadl při venkovním šetření střední tloušťku dřeviny. Kolem ní se pak změří v rozpětí ± 4 cm tloušťky v odstupňování po 1 cm a současně pro každý tloušťkový stupeň jedna až dvě výšky tak, aby se mohl sestavit

úsekový grafikon. Tento způsob je možno použít též při zjišťování zásob pomocí relaxskopu.

Velká operační rychlost samočinného počítače umožňuje provádět číselné vyrovnání výšek. Velký počet celkem jednoduchých početních operací při vyrovnání výšek pomocí metody nejmenších čtverců počítač snadno zvládne. Tím se dosáhne toho, že z konstrukce výškového grafikonu, jehož se používá při výpočtu hmot pomocí hmotových tabulek, se odstraní subjektivní vlivy. Pro zpracování na počítači doporučujeme použít Korfovu rovnici:

$$v = A \cdot e^{-\frac{k}{d}} + 1,3, \text{ resp. po zjednodušení } v' = A \cdot e^{-\frac{k}{d}}; \text{ jejím logaritmováním dostaneme } \ln v' = \ln A - \frac{k}{d}.$$

Hledání parametrů A, k této rovnice metodou nejmenších čtverců vede k soustavě dvou lineárních rovnic. Nahradíme-li

$$A' = \ln A, \text{ pak } A'n - k \sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i} = \sum_{i=1}^n \ln v'_i,$$

$$A' \sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i} - k \sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i^2} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i} \cdot \ln v'_i.$$

Výpočet výšek pro tloušťkové stupně, jakož i výpočet střední porostní výšky se provede známým způsobem. Pokud se v praxi používá úsekový grafikon nebo u málo zastoupených dřevin, kde grafikon nelze sestavit, doporučujeme položit parametr k Korfovy rovnice rovný konstantě, která se stanoví empiricky. Předběžná šetření ukazují, že pro většinu dřevin se bude rovnat cca 13.

Na základě dvojic měřených tlouštěk d_i a výšek v_i kolem odhadnuté střední tloušťky se vypočte konstanta $A' = \ln A$, typizované výškové křivky

$$A' = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n \ln v'_i + k \sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i} \right).$$

Z vyprůměrkovaných údajů se dá vypočítat tloušťka středního kmene d_k pomocí kruhových ploch:

$$d_k = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n d_i^2 n_i}{\sum n_i}}.$$

Střední výška v'_k pro d_k je potom

$$v'_k = A \cdot e^{-\frac{k}{d_k}}.$$

Je-li již předem určeno číslo JHK, a tím i přibližná střední tloušťka $\bar{d}$ a výška $\bar{v}$, provede se oprava výšky podle vztahu:

$$v'_k = \bar{v} \cdot e^{-k \left(\frac{1}{d_k} - \frac{1}{\bar{d}} \right)},$$

resp.

$$\ln v'_k = \ln \bar{v}' + k \left(\frac{1}{d} - \frac{1}{d_k} \right).$$

Pro zpracování údajů na samočinném počítači je třeba vypsát požadované údaje do pomocných tiskopisů. Pro výpočet hmot pomocí JHK i hmotových tabulek byl vyhotoven tiskopis na obr. 3 a pro relaskopování tiskopis na obr. 4. Přitom tiskopis pro relaskopování je možno použít i pro venkovní šetření, takže odpadá přepisování. Po naděrování potřebných údajů na děrnou pásku slouží tyto údaje jako vstup pro další výpočty.

Výhodné by bylo, kdyby při průměrování naplno nebo pomocí zkusných ploch měly průměrky registrační zařízení, které by děrovalo přímo vstupní údaje na děrnou pásku. Tím by odpadlo poměrně pracné přepisování údajů do pomocných tiskopisů, při němž mohou popř. vzniknout i chyby. Podobné zařízení měla sice Chroustova registrační průměrka, která však ještě zcela nevyhovuje praxi.

A	ODD.	B	DÍLEC	C	POROST	D	SKUP	E	ETAŽ	F	VYM. POR.	G	VYM. ZK. BL.	H	VEK	I	RELASK. FAKTOR
1	4	b		2			6		6	15.38	7.99	89					0
J	DRÉV.	sm															
K	BONITA	3															
M	VLASTN.	600															
O	JHK	5.73															
P	R	S	T	R	S	T	R	S	T	R	S	T	R	S	T		
Q	1.3	ČETNOST	41.3	V	ČETNOST	41.3	V	ČETNOST	41.3	V	ČETNOST	41.3	V	ČETNOST	41.3	V	
1	10	31	34	27	6	37	20										
2	14	91															
3	18	182															
4	22	368															
5	26	611															
6	30	805															
7	34	942															
8	38	971															
9	42	391															
10	46	107															
11	50	101															
12	54	46															
13	58	14															
14	62	8															
15	66	2															
16	70	-1															
17																	
18																	
19																	
20																	

3. Pomocný tiskopis pro výpočet hmot. — Auxiliary form for volume calculation

VLASTNÍ STROJNÍ ZPRACOVÁNÍ

Celou práci na samočinném počítači řídí automaticky program. Ten byl vypracován W. Heroldem pro počítač National Elliott 503.

Naděrování vstupní údaje počítač čte a podle instrukce pozná, bylo-li průměrováno naplno nebo na zkusné ploše a bude-li počítat hmoty podle JHK, hmotových tabulek nebo jako pro relaskopované porosty. Podle tohoto zjištění použije pak potřebný podprogram.

Postup při zpracování výpočtu hmot je podobný jako při obvyklém způsobu na kalkulačním nebo děroštitkovém stroji. Po výpočtu hmot, který může být konán třemi uvedenými způsoby (podle JHK, hmotových tabulek, relaskopování) se vyhodnocují taxační údaje jednotným způsobem. Celý pracovní postup nejlépe vyjadřuje blokové schéma.

Při dosavadním zmechanizovaném výpočtu hmot a vyhodnocení taxačních údajů na děroštitkových strojích Aritma jsou uloženy tabulkové údaje JHK v matričních štítcích. Ty tvoří trvalou paměť a z nich se pak hmota jednotlivých kmenů přenáší na základní štítky tloušťkových stupňů a vynásobuje počtem kmenů. To znamená, že pro každou jednotlivou hmotu tabulek musí být uložen samostatný matriční štítek, a to pro

VÝPOČTOVÝ PRVKY		α	STUPEŇ HMOTOVÉ ROZDÍLNOSTI					POČET STANOVISEK		n								
S S																		
A	ODD.	B	DÍLEC	C	POROST	D	SKUP	E	ETAŽ	F	VYM. POR.	G	VZP.	H	VEK	I	RELASK. FAKTOR	POZN.
0																		
J DRÉV.																		
K BONITA																		
L VÝTHAR																		
M TABULK. HMOTOTA																		
Q																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		
S T																		
R																		

4. Pomocný tiskopis pro výpočet hmot relaskopovaných porostů. — Auxiliary form for volume calculation in the stands measured by means of relascope

každou dřevinu, pro níž existují tabulky JHK, a v jejím rámci pro čísla JHK a tloušťkový stupeň. Celkem je to cca 8000 matričních štítků. Pro hmotové tabulky by jich muselo být ještě více. Tyto tabulky by bylo možno uložit do paměti samočinného počítače podobným způsobem a počítat obdobným způsobem, jako při použití děroštitkových strojů. Vyhledávání tabulkových hmot jednotlivých stromů z periferní paměti samočinného počítače by však bylo příliš zdlouhavé, a tím i drahé. Proto bylo použito pro odvození hmoty jednotlivých stromů analytického výrazu. Tím získáme údaj pro hmotu jednotlivého stromu příslušné dřeviny a tloušťkového stupně a vynásobením počtem kmenů pak zásobu tloušťkového stupně a celkovou hmotu tloušťkové třídy a dřeviny. Tloušťkové třídy byly znovu zavedeny, aby mohlo být sledováno tloušťkové členění zásob. Tím by se umožnilo i sledování hospodaření při příští obnově a mohlo by sloužit lesnímu provozu pro průmyslovou taxaci. Počítá se také s tím, že jednu kopii sestavy výpočtu hmot obdrží lesní provoz a druhá bude uložena v ÚHÚL. Sestava s vyhodnocenými taxačními údaji bude sloužit taxátorům. Přitom tyto údaje budou uloženy též na magnetickou pásku, aby mohly být použity dále při mechanizovaném zpracování hospodářské knihy. Zde totiž budou u průměrkovaných porostů použity tyto údaje v popisové části hospodářské knihy. Vzor výstupu údajů z počítače pro výpočet hmot a vyhodnocené taxační údaje je patrný z tabulek V a VI.

V. Vzor výstupu výpočtu hmot z počítače. — An output sample of volume calculation: TEPLA II POLESÍ: MARIANSKÉ LAZNE

Odd.: 4 Dílec: B Porost: 2 Skup.: 0 Et.: 0 Plocha: 15.98 Vzr.: 7.99 Věk: 89 Rel. fakt.: 0											
	10	14	S1	18	22	26	S2	30	34	38	42
N	31	91	122	182	368	611	1161	805	742	571	391
SM	0.03	0.11	0.09	0.24	0.41	0.63	0.50	0.87	1.15	1.45	1.78
H	1	10	11	44	151	385	580	700	853	828	696
N			0	2	3	1	6	2	6	3	
OLL				0.18	0.30	0.45	0.25	0.63	0.84	1.07	
H			0	0	1	0	1	1	5	3	

VI. Vzor výstupu výpočtu taxačních údajů z počítače. — An output sample of den- LHC: TEPLA II POLESÍ: MARIANSKÉ LAZNE

Odd.: 4 Dílec: B Porost: 2 Skup.: 0 Et.: 0 Plocha: 15.98 Vzr.: 7.99 Věk: 89 Rel. fakt.: 0						
Dřev.:	Zast.	Věk	Zakm.	Skut. pl.	Str. výška	Str. prům.
SM	99			15.83	28	33
OLL	1			0.15	19	31
	100	89	10	15.98		

Jak již bylo řečeno, snahou kolektivu bylo též pokud možno vyloučit všechno subjektivní, co může ovlivnit výpočet hmot a vyhodnocení taxačních údajů a ušetřit co nejvíce práce taxátorům. Proto se uvažuje začlenit do programu i vyhledání čísla JHK, určení bonitního stupně a tabulkové hmoty dřevin na 1 ha.

Stanovení čísla JHK pomocí počítače

Dosavadní způsob stanovení čísla JHK je poměrně zdoluhavý a únavný, zejména protože jde o elementární početní operace a vyhledávání v grafických pomůckách (zařídovací grafikon). Naší snahou je i tuto čistě mechanickou činnost přenechat samočinnému počítači. Tento problém se rozpadá na tyto dílčí úkony:

1. stanovení průměru středního kmene,
2. určení střední porostní výšky = výšce středního kmene,
3. zařídění podle zařídovacího grafikonu.

Dosavadní způsob výpočtu je dostatečně znám. Použití samočinného počítače dovoluje určité úpravy; je totiž možno velmi přesně stanovit průměr středního kmene dřeviny ještě před vlastním výpočtem hmoty, a to z kruhových výčetních ploch:

ation by computer

S3	46	50	54	58	62	66	70	S 4	Suma
2509	207	101	46	14	8	2		378	4170
1.23	2.13	2.49	2.88	3.27	3.67	4.08		2.40	1.097
3077	441	251	132	46	29	8		907	4575
11								0	17
0.86									0,660
9								0	10

drometric data calculation by computer

Str. hmota	Bonita	Zásoba	Hm. na 1 ha	Tab. hm.	Red. plocha
1.10	3	9149	573	600	15.25
0.66	5	22	1	150	0.15
Listnatá hmota		22			
Jehličnatá hmota		9149			
		9171	574		15.40

$$\bar{d}_i = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n d_i^2 \cdot n_i}{\sum_{i=1}^n n_i}}$$

K němu je možno stanovit před výpočtem hmoty přesně i střední porostní výšku a odpadá zpětná oprava průměru a výšky po skončeném výpočtu hmot.

Stanovení čísla JHK výpočtem

Rozbor zařidovacích grafikonů ukazuje, že stanovení čísla JHK znamená:

- a) stanovení posledního dvojčíslí JHK (y),
- b) stanovení první číslice JHK (f), tj. číslice určující příslušnou minitabulku.

Protože zařidovací grafikon vznikl sestavením kratších úseků JVK do souvislé křivky (Halaj 1955), vykazuje průběh křivky jisté zlomy ve styčných bodech. Ty budou pochopitelně jedním ze zdrojů odchylek. Jinou nevýhodou je, že průběh křivky y v závislosti na tloušťce nesleduje (v celém rozsahu tabulek) přirozený vývoj porostů, jak jej lze odvodit ze vzrůstových tabulek. Má odlišný průběh, což je logickým důsledkem jejich konstrukce. Dr. Halaj by to mohl odstranit jedině tím, že by tloušťkové intervaly podstatně zúžil, čímž by se však tabulky JHK rozrostly a ztratily výhody, které nyní mají. Při konstrukci JHK pochopitelně sledoval také jiné cíle než nyní my, když se snažíme jeho grafikony převést do funkčních vztahů. Přesto se domníváme, že jsme schopni poměrně dobře modelovat grafické přehledy funkčním vztahem, o čemž svědčí tabulka VII. Tabulkové hodnoty v tomto přehledu jsou odečteny ze zařidovacího grafikonu. Vyrovnání bylo provedeno pro rozsah $d = 12$ až $d = 40$ cm, a to proto, že tloušťka středního kmene nad 40 cm je v našich porostních poměrech poměrně vzácná a je proto lépe usilovat o lepší přiléhavost v oblasti běžně se vyskytující než v okrajových oblastech.

Určení bonitního stupně

Při vyhodnocování taxačních údajů je třeba znát též bonitu dřeviny, aby mohla podle ní být dosazena do dalšího výpočtu tabulková hmota na 1 ha. Samočinný počítač nám umožňuje z předcházejícího výpočtu střední výšky a hmoty středního kmene přesně zabonitovat dřevinu. Závislost bonity na věku a hmotě středního kmene je vyjádřena opět funkčním vztahem $b_i = f(\bar{h}_i, v_i)$.

Zjištění tabulkové hmoty dřeviny

Podobně jako při určování bonity dřeviny vychází se i při tabulkové hmotě na 1 ha z její závislosti na věku a hmotě středního kmene $Ht_i = f(\bar{h}_i, v_i)$.

Hmota středního kmene byla vzata především proto, že vystihuje přesněji vzrůstové podmínky stanoviště (bonitu) než porostní výška. Přitom zákonné předpisy tuto možnost bonitace připouštějí.

Hledání kauzálních závislostí není bezpodmínečně nutné, zejména s ohledem na nálehavost určit vztahy urychleně a na ekonomiku výpočtu. Tabulka VIII je důkazem toho, že nalezení vyhovujícího funkčního vztahu není neřešitelný problém. Funkční vztah zveřejníme až po celkovém propočítání tabulek pro všechny dřeviny.

EKONOMICKE ZHODNOCENÍ VÝPOČTU HMOT PODLE JHK POMOCÍ SAMOČINNÉHO POČÍTAČE

Řádné ekonomické vyhodnocení bude možno provést až se výpočet hmot bude konat v provozním měřítku a všemi u nás používanými způsoby. Z dosavadních výsledků můžeme porovnávat pouze výpočet pomocí JHK, který byl prakticky vyzkoušen. Dá

VII. Přehled odchylek pro smrč. — Outline of deviation for Norway spruce

d	v	v_v	Δv	%	d	v	v_v	Δv	%	d	v	v_v	Δv	%
$y = 02$					$y = 10$					$y = 18$				
12	9,0	8,69	-31	3,5	12	12,9	12,55	- 35	2,7	20	23,9	23,18	- 72	3,0
16	10,2	10,61	+41	4,0	16	15,2	15,33	+ 13	0,9	24	26,3	25,89	- 41	1,5
20	11,9	12,27	+37	3,1	20	17,6	17,73	+ 13	0,8	28	28,3	28,22	- 8	0,3
24	13,7	13,70	0	0	24	19,8	19,80	0	0	32	30,2	30,25	+ 5	0,2
28	15,0	14,94	- 6	0,4	28	21,7	21,58	+ 12	0,6	36	31,8	32,03	+ 23	0,7
32	16,2	16,01	-19	1,2	32	23,2	23,13	- 7	0,3	40	33,2	33,59	+ 39	1,2
36	17,1	16,96	-14	0,8	36	24,4	24,50	- 10	0,4	44	34,4	34,96	+ 56	1,6
40	17,9	17,78	-12	0,7	40	25,4	25,68	+ 28	1,1	48	35,4	36,20	+ 80	2,3
					44	26,2	26,74	+ 54	2,1	52	36,1	37,30	+120	3,3
					48	26,9	27,68	+ 78	2,9	56	36,8	38,29	+149	4,0
					52	27,4	28,52	+112	4,1					
					56	27,8	29,28	+148	5,3					
$y = 04$					$y = 12$					$y = 20$				
12	10,0	9,65	-35	3,5	12	13,6	13,52	- 8	0,6	20	25,5	24,55	- 95	3,7
16	11,5	11,79	+29	2,5	16	16,5	16,51	+ 1	0	24	28,0	27,41	- 59	2,1
20	13,2	13,64	+42	3,1	20	19,1	19,09	- 1	0	28	30,1	29,88	- 22	0,7
24	15,2	15,23	+ 3	0,2	24	21,4	21,32	- 8	0,4	32	31,9	32,03	+ 13	0,4
28	16,7	16,60	-10	0,6	28	23,3	23,24	- 6	0,3	36	33,7	33,92	+ 22	0,7
32	17,9	17,79	-11	0,6	32	25,0	24,91	- 9	0,4	40	35,1	35,56	+ 46	1,3
36	19,0	18,84	-16	0,8	36	26,3	26,38	+ 8	0,3	44	36,3	37,02	+ 72	2,0
40	19,7	19,76	+ 6	0,3	40	27,2	27,66	+ 46	1,7	48	37,5	38,32	+ 82	2,2
44	20,5	20,57	+ 7	0,3	44	28,1	28,79	+ 69	2,5	52	38,2	39,49	+129	3,4
					48	28,8	29,81	+101	3,5	56	38,9	40,54	+164	4,2
					52	29,2	30,72	+152	5,2					
					56	29,7	31,53	+183	6,2					
$y = 06$					$y = 14$					$y = 22$				
12	10,8	10,62	-18	1,7	12	14,3	14,48	+ 18	1,3	32	33,7	33,81	+ 11	0,3
16	12,7	12,97	+27	2,1	16	18,0	17,69	- 31	1,7	36	35,4	35,80	+ 40	1,1
20	14,6	15,00	+40	2,7	20	20,7	20,46	- 24	1,2	40	37,1	37,54	+ 44	1,2
24	16,5	16,75	+25	1,5	24	23,0	22,84	- 16	0,7	44	38,5	39,08	+ 58	1,5
28	18,2	18,26	+ 6	0,3	28	25,0	24,90	- 10	0,4	48	39,6	40,45	+ 85	2,2
32	19,6	19,57	- 3	0,2	32	26,8	26,69	- 11	0,4	52	40,3	41,69	+139	3,5
36	20,8	20,73	- 7	0,3	36	28,2	28,27	+ 7	0,2	56	41,0	42,79	+179	4,4
40	21,7	21,73	+ 3	0,1	40	29,5	29,64	+ 14	0,5					
44	22,5	22,62	+12	0,5	44	30,5	30,85	+ 35	1,1					
48	23,1	23,42	+32	1,4	48	31,3	31,94	+ 64	2,0					
					52	31,9	32,91	+101	3,1					
					56	32,5	33,79	+129	4,0					
$y = 08$					$y = 16$					$y = 24$				
12	11,8	11,58	-22	1,9	12	16,4	15,45	- 95	5,8	36	37,4	37,69	+ 29	0,8
16	13,9	14,15	+25	1,8	16	19,5	18,87	- 63	3,2	40	39,1	39,52	+ 42	1,1
20	16,1	16,36	+26	1,6	20	22,4	21,82	- 58	2,6	44	40,5	41,14	+ 64	1,6
24	18,2	18,27	+ 7	0,4	24	24,8	24,36	- 44	1,8	48	41,5	42,58	+108	2,6
28	20,0	19,92	- 8	0,4	28	26,7	26,56	- 14	0,5	52	42,2	43,88	+168	4,0
32	21,4	21,35	- 5	0,2	32	28,5	28,47	- 3	0,1	56	42,9	45,05	+215	5,0
36	22,7	22,61	- 9	0,4	36	30,0	30,15	+ 15	0,5					
40	23,5	23,71	+21	0,9	40	31,3	31,61	+ 31	1,0					
44	24,3	24,68	+38	1,5	44	32,5	32,91	+ 41	1,3					
48	25,0	25,55	+55	2,2	48	33,4	34,07	+ 67	2,0					

VIII. Přehled tabulkových zásob pro jedli (tabulky Schwappachovy). — Table stock survey for fir (Schwappach's tables)

Věk	Jedle			
	Ht	Hv	Hv - Ht	%
60 let	589	587	- 2	0,3
	441	440	- 1	0,2
	321	317	- 4	1,2
	201	205	4	2,0
	88	100	12	13,6
70 let	725	730	5	0,7
	559	560	1	0,2
	415	408	- 7	1,7
	285	282	- 3	1,1
	161	164	3	1,9
80 let	821	836	15	1,8
	646	648	2	0,3
	496	485	- 11	2,2
	361	352	- 9	2,5
	231	224	- 7	3,0
90 let	898	909	11	1,2
	721	722	1	0,1
	562	553	- 9	1,6
	420	413	- 7	1,7
	287	277	- 10	3,5
100 let	965	969	4	0,4
	782	784	2	0,3
	618	611	- 7	1,1
	469	464	- 5	1,1
	332	323	- 9	2,7
110 let	1024	1024	0	0,0
	837	839	2	0,2
	668	667	- 1	0,1
	510	511	1	0,2
	385	364	- 21	3,8
120 let	1071	1068	- 3	0,3
	876	882	6	0,7
	709	715	6	0,8
	551	557	6	0,1
	405	405	0	0,0

Ht — tabulová zásoba na 1 ha, Hv — zásoba odvozená výpočtem

se však očekávat, že také výpočet hmotových tabulek bude lacinější než dosavadní způsob na kalkulačním stroji a také výpočet hmot relaskopovaných porostů je pracný a bylo požadováno jeho zmechanizování.

Proti dosavadním způsobům se projevuje jasně výhodnost při použití počítače v tom, že je nejlacinějším způsobem ze všech dosud používaných a že až na vypsání potřebných údajů do pomocného tiskopisu je veškerá další práce přenesena na stroje. Při tom výhodou navrhovaného způsobu je též to, že se dá využít jak při průměrkování naplno, tak i na zkusných plochách a uvažuje i s relaskopickou technikou. Dále bude možno ho použít jak pro výpočet hmot pomocí tabulek JHK, tak i hmotových tabulek. Řeší tudíž všechny, u nás dnes používané způsoby ke zjištění zásob a výpočtu hmot porostů.

SOUHRN

Při řešení úkolu komplexní mechanizace vyhotovení hospodářské knihy bylo nutno se současně zabývat i výpočtem hmot. Poněvadž tento úkol má být řešen na samočinném počítači E-503, je výhodné dělat i výpočet hmot na tomto počítači, aby práce nemusela být přerušována a nemusely se opakovat vstupy do počítače.

Dosavadní mechanizovaný způsob výpočtu hmot pomocí děroštitkových strojů má tu nevýhodu, že tabulky JHK jsou naděrovány na matričních štítcích. Z nich se teprve vypočítají hmoty v jednotlivých tloušťkových stupních a celkem. Kolektivem navržený způsob využívá velké operační rychlosti samočinných počítačů a k vyjádření hmot JHK používá analytického výrazu. Tím je výpočet hmot rychlejší, než když by se uložily hmoty jednotlivých kmenů do paměti počítače.

Protože přesnost aproximace tabulek JHK a rychlost výpočtu jsou navzájem protichůdné, byla volena střední cesta. Při tom byl kladen hlavní důraz na to, aby v nejvíce se vyskytujících četnostech tloušťek, výsledky výpočtu přiléhaly co nejlépe k tabulkovým údajům hmot jednotlivých

kmenů. V okrajových partiích se vyskytují sice menší difference, avšak ty nemohou ovlivnit praktické využití výpočtu. O dobré přiléhavosti polynomu svědčí i to, že znaménka odchylek se střídají.

Před volbou nejvhodnějšího použitelného analytického výrazu byl proveden nejdříve důkladný rozbor tabulek JHK. Každá minitabulka, z nichž se JHK skládají, byla analyzována samostatně. Z rozboru je patrné, že každá minitabulka má dvě nezávisle proměnné (výčetní tloušťku $d_{1,3}$ a druhé dvojčíslí v označení JHK y) a jednu závisle proměnnou, tj. hmotu jednotlivých kmenů h . Pak $h = f(d_{1,3}, y)$.

Při tom se ukázalo, že závislost hmoty na výčetní tloušťce lze vyjádřit polynomem třetího řádu a na dvojčíslí JHK bude aproximující mnohočlen prvního řádu. Totální funkční vztah vhodný pro aproximaci jednotlivých minitabulek JHK má tvar:

$$h = A_3 y d^3 + A'_3 d^3 + A_2 y d^2 + A'_2 d^2 + A_1 y d + A'_1 d + A_0 y + A'_0,$$

kde d je výčetní tloušťka, y je poslední dvojčíslí v označení JHK.

Z rozboru dále bylo patrné, že tabulky JHK nevykazují zcela plynulou křivku, čímž je možno vysvětlit i některé difference.

Po převzetí analytického výrazu a koeficientů pro polynom na aproximaci hmotových tabulek od Dr. Řeháka, bude možno podobným způsobem zjišťovat zásoby i podle těchto tabulek. Aby byly vyčerpány všechny u nás používané výpočty hmot, byl vypracován i program na výpočet hmot relaskopovaných porostů.

Podobně jako při děroštitkovém zpracování je naprogramováno pro všechny tři způsoby odvození hmot též vyhodnocení všech taxačních údajů, které jsou potřebné k vyplnění popisové části hospodářské knihy. Aby se vyloučily subjektivní vlivy při tomto vyhodnocení a zmechanizovalo vše, co je možné, bude také číslo JHK, bonitní stupeň a tabulková hmota dřeviny na 1 ha zjišťována pomocí samočinného počítače.

Došlo dne 30. 7. 1968

Literatura

1. DUSCHEK Š., 1931, Studie o tvaru stromového pně. Lesn. práce
2. HALAJ J., 1955, Tabulky jednotných hmotových křivek pre určovanie hmoty porastov. Bratislava
3. HALAJ J., 1963, Tabulky na určovanie hmoty a prírastku porastov. Bratislava
4. HRADECKÝ J., 1962, Stanovení hmoty průměrkovaných porostů smrku s použitím grafických početních metod. Sborník LF VŠZ Praha
5. HRUŠKA V., 1952, Počet grafický a graficko-mechanický. Praha
6. JUST, HAUTKE, 1965, Mechanizace, automatizace a možnosti jejich využití v hospodářské úpravě lesů. Lesn. časopis č. 10
7. JUST, VEJSADA, 1965, Mechanizace výpočtu hmot průměrkovaných porostů. Lesn. práce č. 5
8. KORF V., 1952, Dendrometrie. Praha
9. KORF V., 1945, Grafické metody početní v lesní taxaci. Čs. les č. 8-9
10. KORF V., 1939, Příspěvek k matematické definici vzrůstového zákona hmot lesních porostů. Zvlášť. otisk z Lesn. práce
11. KORSUŇ F., 1942, České hmotové a sortimentační tabulky. Lesn. práce
12. KORSUŇ F., 1955, Hmota kmene jako funkce výšky a výčetní tloušťky. PVÚL, sv. 8
13. MATEJŮ K., 1938, Podrobný rozbor stromové hmoty. Sborník VŠZ, Brno
14. MYSLIVEC V., 1957, Statistické metody zemědělského a lesnického výzkumnictví. Praha
15. PLESKOT V., 1956, Nomografie a grafický počet v technické praxi. Učební texty VŠ, Praha
16. WOLF J., 1954, Příspěvek k vyrovnání hmotových tabulek metodou nejmenších čtverců. Les
17. WOLF J., 1954, Způsob měření běžného přírůstu je vyřešen. Lesn. práce
18. —, 1952, Hmotové tabulky ÚLT. Lesprojekt Brandýs n. L.

19. —, 1959, Tabulky pro stanovení hmot porostů podle jednotných hmotových křivek ÚHÚL Brandýs n. L.
20. Grafické vzrůstové tabulky. ÚHÚL Brandýs n. L.

Вычисление запасов массы обмеренных насаждений электронно-вычислительной машины Е-503

При решении задания комплексной механизации составления хозяйственной книги необходимо было одновременно заниматься и вычислением масс. Так как это задание должно решаться на электронно-вычислительной машине Е-503, выгодно производить также и вычисление масс с помощью той же машины, чтобы не приходилось прерывать работу и не повторять вступительные приемы на электронно-вычислительной машине.

Существующий до сих пор механизированный способ вычисления масс при помощи перфорационных машин отличается той невыгодой, что таблицы единых массовых кривых (ЕМК) перфорируются на матричных карточках, при помощи которых вычисляются массы по отдельным ступеням толщины и общие массы. Способ, предложенный коллективом, использует большую оперативную скорость электронно-вычислительных машин и для выражения масс ЕМК применяет аналитическое выражение. Благодаря этому вычисление масс производится быстрее, чем при программировании массы отдельных стволов в запоминающем устройстве электронно-вычислительной машины.

Так как точность приближения таблиц ЕМК и скорость вычисления взаимно противоположны, был избран средний путь. При том особое значение придавалось тому, чтобы в часто встречающихся частотах толщины результаты вычисления больше всего приближались к табличным данным масс отдельных стволов. Небольшие различия, встречающиеся в крайних частях, не могут повлиять на практическое использование вычисления. О хорошем соответствии многочлена свидетельствует и то, что знаки отклонений чередуются.

Перед выбором аналитического выражения, наиболее удобного для применения, прежде всего производился подробный анализ таблиц ЕМК. Каждая частичная «минимализационная» табличка, из которых составляются ЕМК, анализировалась отдельно. Из анализа видно, что каждая частичная минимализационная табличка имеет две независимые переменные величины (диаметр на высоте груди $d_{1,3}$ и второй двучлен в обозначении ЕМК y) и одну зависимую переменную, т. е. массу отдельных стволов (деревьев) h . Следовательно $h = f(d_{1,3}, y)$.

При этом оказалось, что зависимость между массой и толщиной (диаметром) на высоте груди можно выразить многочленом третьего разряда, а к двучлену ЕМК будет приближаться многочлен первого разряда. Абсолютное функциональное отношение, годящееся для приближения отдельных частичных «минимализационных» таблиц ЕМК, выражается следующей формулой:

$$h = A_3 y d^3 + A_3' d^3 + A_2 y d^2 + A_2' d^2 + A_1 y d + A_1' d + A_0 y + A_0'$$

где d — диаметр на высоте груди, y — последний двучлен в обозначении ЕМК.

Далее из анализа было видно, что таблицы ЕМК не показывают абсолютно главную кривую, чем и можно объяснить некоторые различия.

Используя д-ра Ржегака, аналитическое выражение и коэффициенты многочлена для приближения массовых таблиц, которые разработал д-р Ржегак, можно будет подобным способом определять запасы и по этим таблицам. Для исчерпания всех применяемых у нас способов вычисления масс, была выработана также и программа для вычисления масс реласкопированных насаждений.

Аналогично перфорационной обработке для всех трех способов вычисления масс запрограммирована также оценка всех таксационных данных, необходимых для выполнения описательной части хозяйственной книги. Для исключения субъективных влияний при этой оценке и для механизации всего, что можно механизировать, число ЕМК, степень бонитета и табличная масса древесной породы на 1 га также будут определяться при помощи электронно-вычислительной машины.

Volume Calculation of Calipered Stands on E-503 Computer

In solving the project Complete mechanization in the construction of management book, it was necessary to deal also with the calculation of volumes. Because this project has to be solved by means of E-503 computer, it is purposeful to carry out the volume calculation on this computer too, without interruption of work and repetition of data inputs.

The mechanized method of volume calculation by means of punched card machines, applied up to now, is disadvantageous, because the Uniform Stem Volume Curves (USVC) tables are punched on master cards. The calculation of volumes in individual diameter classes and of total values is made only from those cards. The method proposed by the collective utilizes a great operation speed of electronic computers and applies an analytic term for the expression of USVC volumes. In this way, the calculation of volumes is quicker than if the data concerning the volumes of individual stems are input into the computer memory.

Because the accuracy of USVC tables approximation and the calculation speed are mutually contradictory, a medium way was chosen. It was emphasized that the calculation results in the mostly occurring frequencies fit to the tabulated data of individual stem volumes as best as possible. It is true that some minor differences occur in the marginal cases, but they cannot influence the practical use of calculation. The good fitness of the polynomial is also proved by the fact that the deviation signs are alternating.

Prior to the selection of the most properly applicable analytic expression a thorough analysis of USVC tables was made. Each mini-table of which the USVC are composed, was separately analyzed. The analysis showed that each mini-table has two independent variables (d. b. h. $d_{1,3}$ and the second digit couple of JHK y) and one dependent variable, i. e. volume of individual stems h . Then $h = f(d_{1,3}, y)$.

It appeared that the dependence of volume on d. b. h. may be expressed by the polynomial of the 3rd order and in the two-digit number of USVC the approximating polynomial will be of the first order. The total functional relationship, appropriate for the approximation of the individual mini-tables of USVC, may be expressed by the following formula:

$$h = A_3 y d^3 + A'_3 d^3 + A_2 y d^2 + A'_2 d^2 + A_1 y d + A'_1 d + A_0 y + A'_0,$$

where d — d. b. h. and y — the last two-digit number in the designation of USVC.

The analysis further showed that the USVC tables contain no absolutely continuous curve, so that some differences may be explained from this fact.

After taking over the analytic expression and the coefficients of the polynomial for the approximation of volume tables by dr. Řehák, it will be possible to determine in a similar way the growing stock by the mentioned tables. In order that all volume calculation methods may be taken into account, a programme for the calculation of volumes in the stands measured by relascope was prepared, too.

Similarly as in the punched-card procession, the evaluation of all dendrometric data necessary for filling up of the descriptive part of management book was also programmed for all three methods of volume derivation. For eliminating subjective influences arising in this evaluation, and for mechanizing all what possible, the USVC number, site quality degree and the tabulated volume of tree species per 1 ha will be also determined by means of computer.

Massenberechnung kluppierter Bestände mittels der Rechenmaschine E-503

Bei der Lösung der Aufgabe „Komplette Mechanisierung der Ausarbeitung des Wirtschaftsbuches“ bestand die Notwendigkeit, sich gleichzeitig auch mit der Massenermittlung zu befassen. Da diese Aufgabe mit Hilfe der selbsttätigen Rechenmaschine E-503 gelöst werden soll, ist es von Vorteil, auch die Massenermittlung mit derselben Maschine vorzunehmen, damit die Arbeit nicht unterbrochen und die Inputs der Daten nicht wiederholt werden müssen.

Die bisherige mechanisierte Art der Berechnung von Massen mit Hilfe von Lochkartenmaschinen ist mit einem Nachteil verbunden, u. zw. daß die Einheitlichen Massenkurven (EMK)-Tafeln in Matrizenschildern gelocht sind. Aus diesen werden erst die Massen in den einzelnen Dickenstufen sowie insgesamt berechnet. Die vom Kollektiv vorgeschlagene Art nützt die große Operationsschnelligkeit der selbsttätigen Rechner aus und verwendet für die EMK-Massen den analytischen Ausdruck. Auf diese Weise wird die Massenermittlung schneller als bei der Speicherung der Daten über die einzelnen Stämme im Rechner.

Da die Genauigkeit der Approximation der EMK-Tafeln und die Schnelligkeit der Berechnung gegensätzlich sind, wurde der Mittelweg gewählt. Dabei wurde besonders betont, daß bei den am meisten vorkommenden Dickenhäufigkeiten die Resultate der Berechnung den Tafelangaben der Massen einzelner Stämme wo-

möglich günstig angepaßt sind. In den Randpartien kommen zwar geringere Differenzen vor, die jedoch die praktische Ausnutzung der Berechnung nicht beeinflussen können. Über die gute Anpassung des Polynoms zeugt auch der Umstand, daß die Zeichen der Abweichungen abwechseln.

Vor der Wahl des am zweckmäßigsten anwendbaren analytischen Ausdruckes wurde zuerst eine eingehende Analyse der EMK-Tafeln vorgenommen. Eine jede Minitafel, aus denen die EMK zusammengesetzt sind, wurde gesondert analysiert. Aus der Analyse ist ersichtlich, daß jede Minitafel zwei unabhängige Veränderliche (den Bruthöhendurchmesser $d_{1,3}$ und die zweite Doppelzahl in der Bezeichnung EMK y) und eine abhängige Veränderliche, d. h. die Masse der einzelnen Stämme h besitzt. Demnach $h = f(d_{1,3}, y)$.

Dabei zeigte es sich, daß die Abhängigkeit der Masse vom Bruthöhendurchmesser mittels des Polynoms dritter Ordnung ausgedrückt werden kann; bei der Doppelzahl EMK wird ein approximierendes Polynom erster Ordnung sein. Die totale Funktionsbeziehung, geeignet für die Approximation der einzelnen Minitafeln JHK, hat nachstehende Form:

$$h = A_3 y d^3 + A_3' d^3 + A_2 y d^2 + A_2' d^2 + A_1 y d + A_1' d + A_0 y + A_0',$$

d — Bruthöhendurchmesser, y — letzte Doppelzahl bei der EMK-Bezeichnung.

Aus der Analyse war weiters ersichtlich, daß die EMK-Tafeln keine vollkommen fließende Kurve aufweisen, wodurch auch einige Differenzen zu erklären sind.

Nach der Übernahme des analytischen Ausdruckes und der Koeffizienten für den Polynom zur Approximation der Massentafeln von Dr. Řehák wird es möglich sein, auf eine ähnliche Weise die Vorräte auch nach diesen Tafeln zu ermitteln. Um sämtliche bei uns angewandte Massenberechnungen zu erschöpfen, wurde auch ein Programm für die Massenermittlung relaskopierter Bestände erarbeitet.

Ähnlich wie bei der Lochkartenbearbeitung wird für alle drei Arten der Ableitung der Massen auch die Auswertung sämtlicher Taxationsangaben, die zum Ausfüllen des beschreibenden Teiles des Wirtschaftsbuches notwendig sind, programmiert. Um subjektive Einflüsse bei dieser Auswertung auszuschließen und um womöglich alles zu mechanisieren, werden auch die EMK-Zahl, der Bonitätsgrad und die Holzmasse nach Tafeln je 1 ha mit Hilfe eines selbsttätigen Rechners ermittelt.

Calcul des cubages des peuplements comptés au calculateur E-503

En travaillant à la tâche relative à — La mécanisation complexe de la confection du livre économique, il était simultanément nécessaire de s'occuper également du calcul des cubages du peuplement. Comme cette tâche doit être solutionnée au calculateur automatique E-503, il est avantageux d'effectuer le calcul du cubage à l'aide du même calculateur, afin de n'être pas obligé d'interrompre le travail et de répéter les entrées des données dans le calculateur.

Le mode mécanisé actuel du calcul des cubages au moyen des machines à cartes perforées a le désavantage que les tables de courbes des volumes normalisées (CVN) sont mises aux cartes matrices perforées. Et ce n'est qu'à partir de ces dernières que l'on calcule les cubages dans les catégories particulières d'épaisseur et puis au total. Le mode proposé par le collectif exploite la grande vitesse opérationnelle des calculateurs automatiques, utilisant, pour exprimer les cubages des CVN, la formule analytique. De ce fait le calcul des volumes est plus rapide que si l'on mettait en mémoire du calculateur les volumes des tiges particulières.

Comme la précision de l'approximation des tables des CVN et la vitesse du calcul sont réciproquement opposées, on a choisi le juste-milieu. En le faisant, on soulignait surtout la nécessité que dans les catégories d'épaisseur les plus fréquentes, les résultats du calcul s'approchent le plus des données de tables, indiquent le cubage des tiges particulières. Dans les parties marginales on rencontre sans doute quelques petites différences qui ne peuvent cependant influencer l'utilisation pratique du calcul. D'une bonne approximation du polynôme témoigne également le fait que les marques des écartement alternent.

Avant de choisir l'expression analytique qui fût le mieux utilisable, on a effectué tout d'abord une analyse approfondie des tables des CVN. Chaque mini-table, dont se composent les CVN, était analysée séparément. Il ressort de l'analyse que chaque mini-table a deux variables indépendantes (diamètre à hauteur de poitrine

$d_{1,3}$ et la seconde paire de chiffres désignée dans les CVN par y) et une variable dépendante, c'est-à-dire le cubage des tiges particulières h . Or, $h = f(d_{1,3}, y)$.

Il est également apparu que la dépendance entre le cubage et le diamètre à hauteur de poitrine peut être exprimée par un polynôme de troisième ordre, tandis que pour la paire de chiffres des CVN ce sera le polynôme de premier ordre qui sera approximatif. Le rapport fonctionnel général, convenable à l'approximation des mini-tables particulières des CVN a la forme suivante:

$$h = A_3 y d^3 + A_2 y d^2 + A_1 y d + A_0 y + A_0,$$

où d — diamètre à hauteur de poitrine, y — la dernière paire de chiffres dans la désignation des CVN.

Il ressort également de l'analyse que les tables des CVN n'accusent pas une courbe tout à fait continue, ce qui peut même expliquer certaines différences.

En empruntant l'expression analytique et les coefficients pour le polynôme devant réaliser l'approximation des tables de cubage de dr. Rehák, on pourra calculer d'une façon analogue les volumes même d'après les tables mentionnées. Pour épuiser tout les modes de calcul utilisés chez nous pour le calcul des cubages, on a également élaboré le programme pour le calcul des cubages des peuplements relascopés.

D'une façon analogue comme pour le système de cartes perforées, on a programmé pour tous les trois modes de calcul des cubages, également l'évaluation de toutes les données d'inventaire qui sont nécessaires à remplir la partie descriptive du livre économique. Pour éliminer les influences subjectives au cours de cette évaluation et mécaniser tout ce qui est possible de mécaniser, on va également identifier au moyen d'un calculateur le chiffre des CVN, la catégorie de qualité et le cubage de l'essence par 1 hectare, déterminé par les tables.

Adresa autorů:

Kolektiv pracovníků, Ústav pro hospodářskou úpravu lesů, Brandýs nad Labem

Na katedre hospodárskej úpravy lesov VŠLD vo Zvolene sa v posledných rokoch zaoberáme štúdiom biometrických zákonitostí rastu a prírastku dvoch hlavných drevín na Slovensku — smreka a buka. Cieľom tohto výskumu má byť poznanie základných zákonitostí vzrastu a prírastku hlavných taxačných veličín a ich vzájomných vzťahov na strome, so zameraním využiť tieto poznatky k zdokonaleniu metodiky určovania hmotového prírastku stromov a porastov.

Pre riešenie tejto úlohy nazhromaždili sme už rozsiahly empirický materiál: pre smrek 120 vzorníkov z 12, 75 až 100 ročných porastov z rôznych vzrastových oblastí Slovenska, pre buk 40 vzorníkov zrúbaných v 120-ročnom poraste na jednej súvislej ploche. U všetkých vzorníkov sa vykonali úplné kmeňové analýzy v 2 metrových sekciách po 5 ročných vekových intervaloch a zistili sa všetky ďalšie dôležité veličiny (výškové postavenie v poraste, dĺžka, šírka, hmota koruny ap.).

V tomto príspevku podávame časť výsledkov z vyhodnotenia tohto materiálu, a to niektoré poznatky o tvare kmeňa smreka a buka a o zákonitostiach jeho zmien behom života stromu.

Tvar kmeňa je veľmi dôležitá taxačná veličina a v dendrometrii má veľký teoretický i praktický význam, napr. pri stanovení objemu stromu, pri sortimentácii, ale aj pri určovaní hmotového prírastku, najmä ak sa jedná o jeho odvodenie z parciálnych prírastkov — z prírastku na hrúbke, výške, kruhovej základni ap. V svetovej lesníckej literatúre existuje už celý rad prác o faktoroch pôsobiacich na tvar kmeňa i o jeho najvhodnejšom číselnom vyjadrení. U nás zatiaľ, okrem tvarových radov zostrojených pri konštrukcii sortimentačných tabuliek (H u b a č 1966) a niekoľkých informatívnych článkov (napr. D u s c h e k 1931), nemáme podrobnejšiu štúdiu a teda ani vlastné údaje o tvare kmeňa a najmä o jeho vývoji pre hlavné dreviny z domácich prírodných a hospodárskych pomerov.

V našom výskume tvaru kmeňa smreka a buka sme študovali predovšetkým dve otázky:

1. Závislosť tvaru kmeňa od niektorých taxačných znakov stromu, a to od veku, hrúbky $d_{1,3}$, výškového (sociologického) postavenia v poraste, dĺžky a hmoty koruny; u smreka, keďže vzorníky pochádzali z viacerých porastov, aj od bonity porastu (uvažovala sa absolútna výšková bonita podľa H a l a j a [1959] udaná strednou výškou porastu vo veku 100 rokov).

2. Zmeny tvaru kmeňa behom života stromu.

Obidve otázky nie sú totiž ani v zahraničnej literatúre ešte celkom preskúmané a vyskytujú sa aj protichodné závery; niektoré nie sú podložené dostatočným materiálom.

Pre číselné vyjadrenie tvaru kmeňa sme zo známych spôsobov zvolili Höhenadlovú pravú výtvarnicu $\lambda_{0,1}$ vzťahnutú ku kruhovej základni v 1/10 výšky stromu od zeme; ako je známe, vyjadruje priamo geometrický tvar stromu a nezávisí od jeho rozmerov (hrúbky, výšky); pre všetky stromy, ktoré majú rovnaký tvar, i keď rozličnú hrúbku a výšku, je vždy rovnaká. Preto sa veľmi dobre hodí pre vzájomné porovnávanie tvaru stromov. Vypočítali sme ju pre každý vzorník v 5ročných vekových intervaloch podľa vzorca

$$\lambda_{0,1} = \frac{V}{V_{0,1}} \quad (1)$$

kde V — skutočná hmota kmeňa v príslušnom veku, zistená metódou 2metro- vých sekcií,

$V_{0,1}$ — obsah valca zodpovedajúci kruhovej základni v 1/10 výšky od zeme a výšky dotyčného kmeňa. Hrúbka $d_{0,1}$, potrebná pre výpočet $k_{0,1}$ sa určila grafickou interpoláciou v dvojito logaritmickom papieri, čo podľa podrobných šetrení Nagela (1968) poskytuje v spodnej časti kmeňa najlepšie výsledky.

Takto sa zo všetkých vzorníkov získalo pre smrek 1532 a pre buk 839 hodnôt pravej výtvarnice $\lambda_{0,1}$, ktoré sa ďalej matematicko-štatisticky spracovali.

ZÁVISLOSŤ TVARU KMEŇA OD NIEKTORÝCH TAXAČNÝCH ZNAKOV STROMU

Výšetrenie tejto závislosti bolo po metodickéj stránke dosť zložitá, pretože sa skúmal vplyv na výtvarnicu $\lambda_{0,1}$ pri smreku až od 5 znakov, pri buku od 4 znakov (vek, $d_{1,3}$, výškové postavenie, veľkosť koruny, bonita), z ktorých každý mohol pôsobiť odlišnou intenzitou a v inom zmysle. Aby sa mohlo objektívne stanoviť poradie veľkosti vplyvu týchto znakov nielen jednotlivo, ale aj spoločne v rozličných kombináciách, použili sme špeciálny postup vyhodnotenia odvodený z princípu analýzy rozptylu. Vypočítal sa najprv celkový rozptyl hodnôt $\lambda_{0,1}$ pre celý empirický materiál dohromady (s_o^2) a potom rozptyl hodnôt $\lambda_{0,1}$ v jednotlivých skupinách vytvorených podľa skúmaných znakov a ich vzájomných kombinácií (s_j^2). Porovnaním rozptylu v skupinách k celkovému rozptylu pomocou pomeru

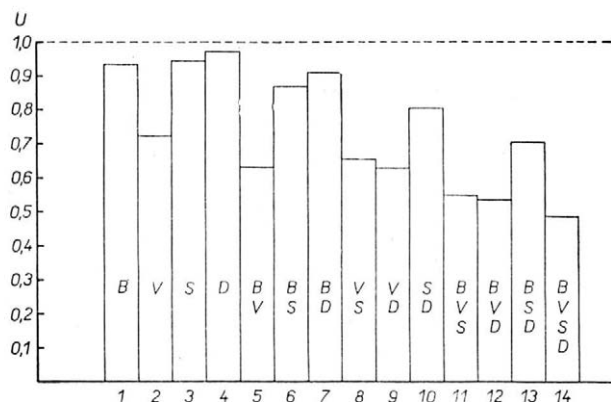
$$U = \frac{s_j^2}{s_o^2} \quad (2)$$

získalo sa objektívne kritérium pre veľkosť vplyvu daného znaku na výtvarnicu $\lambda_{0,1}$. Čím viac klesne hodnota pomeru U pri roztriedení materiálu, tým viac sa daný znak, podľa ktorého sa triedenie robilo, zúčastňuje na zmenšení celkového rozptylu hodnôt $\lambda_{0,1}$ a teda aj viac vplýva na tvar kmeňa. Z pomeru U bolo možné za určitých predpokladov odvodiť tiež priemernú hodnotu korelačného pomeru

$$\eta = \sqrt{1 - U}, \quad (3)$$

čím sa získalo ďalšie kritérium pre posúdenie tesnosti (sily) závislosti $\lambda_{0,1}$ od príslušného znaku, s možnosťou štatistického testovania jeho významnosti.

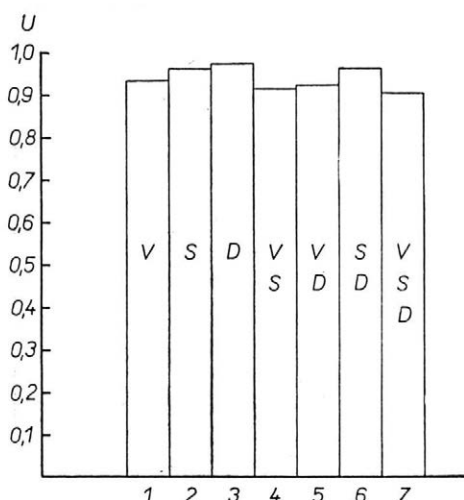
1. Hodnoty pomeru U pri smreku. Zmenšenie celkového rozptylu hodnôt $\lambda_{0,1}$ pri ich roztriedení podľa jednotlivých taxačných znakov v rôznych kombináciach. Symboly znamenajú: B — bonitný stupeň (absolútne výškové bonity 32, 35, 38, 41), V — veková trieda (20 rokov), S — výškové postavenie stromu v poraste (úroveň, nadúroveň, podúroveň), D — hrúbkový stupeň (5 cm). — The U -ratio values for Norway spruce. Cut down of the total dispersion of $\lambda_{0,1}$ values in their classification by individual dendrometric characters in various combinations. Meaning of individual symbols: B — quality degree (the absolute height qualities 32, 35, 38, 41), V — age class (20 years), S — height position of the tree in the stand (co-dominance, dominance, zone of underwood), D — diameter degree (5 cm).



Výsledky týchto výpočtov sú zahrnuté na obr. 1-2 a v tabuľkách I, II; vyplývajú z nich tieto závery:

Pravá kmeňová výtvornica $\lambda_{0,1}$ má v celom pokusnom materiáli tieto základné štatistické charakteristiky: aritmetický priemer pri smreku 0,521, pri buku 0,514 a variačný koeficient pri smreku 9,4 %, pri buku 10,8 %. Smrekové kmene sú teda v širokom priemere plnodrevnejšie a majú menšiu variabilitu tvaru ako kmene buka (rozdiely sú vysoko štatisticky významné: $t = 3,2$ a $4,4 \geq t_{0,01} = 2,58$).

Ešte väčšie rozdiely medzi sm. a bk sú v závislosti tvaru kmeňa od jednotlivých taxačných znakov.



2. Hodnoty pomeru U pri buku. Význam a symboly ako v obr. 1. — The U -ratio values for beech. The meaning and symbols see fig. 1

Z obr. 1 vidieť, že pri smreku má najväčší vplyv na $\lambda_{0,1}$ vek stromu, ktorý spôsobuje zníženie celkového rozptylu hodnôt $\lambda_{0,1}$ zo 100 až na 72 %; bonita porastu, výškové postavenie stromu v poraste a hrúbka stromu majú v podstate (každý znak samostatne) rovnaký vplyv, ale asi 5krát menší ako vek (znižujú celkový rozptyl iba na 94–96 %).

Veľký vplyv veku na $\lambda_{0,1}$ sa prejavuje výrazne aj v ďalších kombináciách s jednotlivými znakmi. Pri dvoj-, troj- až štvorstupňovom roztriedení materiálu, v ktorom triediacim znakom je vek, celkový rozptyl $\lambda_{0,1}$ sa postupne zmenšuje, až spoločným vplyvom všetkých štyroch znakov — veku, bonity, výškového postavenie a hrúbky stromu klesne na 49 %. Zaujímavé je, že aj v rámci jednotlivých vekových tried majú bonita, sociologické postavenie a hrúbka stro-

mu, tak ako v celom materiáli, zhruba rovnaký vplyv na $\lambda_{0,1}$. Pri rovnakej bonite a veku je vplyv výškového postavenia stromu na $\lambda_{0,1}$ prakticky taký istý ako vplyv hrúbky stromu, čo je pochopiteľné, pretože medzi výškovým postavením a hrúbkou stromu je dosť tesná korelácia. Uvedené poradie vplyvu jednotlivých znakov na $\lambda_{0,1}$ potvrdzujú aj údaje o korelačnom pomere v tab. 1. Korelačný pomer, charakterizujúci tesnosť závislosti $\lambda_{0,1}$ iba od veku samého, má hodnotu 0,530, pri závislosti od veku a jedného ďalšieho znaku (bonity, výškového postavenia, hrúbky) sa zvýši okružle na 0,600, pri závislosti od veku a 2 ďalších znakov na 0,680 a pri závislosti od všetkých 4 skúmaných znakov až na 0,718. Pre závislosť $\lambda_{0,1}$ od týchto znakov, ale bez ohľadu na vek, je korelačný pomer podstatne menší. Vo všetkých prípadoch je však závislosť štatisticky významná (hodnota korelačného pomeru prekračuje kritickú hodnotu na 5% hladine významnosti). Možno teda s 95% istotou považovať za dokázané, že na tvar kmeňa smreka významne pôsobí predovšetkým vek, ale — i keď v menšej miere — aj bonita porastu, výškové postavenie a hrúbka stromu.

Pri buku sú tieto závislosti podstatne iné. Z obr. 2 a tabuľky I vyplýva, že na $\lambda_{0,1}$ má zo skúmaných taxačných znakov výrazný vplyv jedine vek, ktorý zo všetkých znakov najviac znižuje celkový rozptyl hodnôt $\lambda_{0,1}$ — na 93 % a pre ktorý je aj korelačný pomer vysoko štatisticky významný. Ostatné znaky —

I. Charakteristiky vplyvu niektorých taxačných znakov stromu na výtvarnicu $\lambda_{0,1}$. (Použité symboly majú ten istý význam ako v obr. 1.) — Characteristics of the influence of some dendrometric tree characters on the form factor $\lambda_{0,1}$. (The symbols applied here have the same meaning as in fig. 1)

Triediaci znak	Hodnota pomeru U (vzorec 2)		Korelačný pomer r (vzorec 3)	
	smrek	buk	smrek	buk
Celý materiál	1,000	1,000	—	—
B (bonita)	0,933	—	0,260	—
V (vek)	0,722	0,933	0,530	0,258
S (výškové post.)	0,943	0,964	0,239	0,190
D (hrúbka $d_{1,3}$)	0,961	0,976	0,198	0,156
$B + V$	0,631	—	0,608	—
$B + S$	0,870	—	0,360	—
$B + D$	0,907	—	0,304	—
$V + S$	0,658	0,917	0,585	0,288
$V + D$	0,630	0,922	0,607	0,280
$S + D$	0,809	0,962	0,437	0,194
$B + V + S$	0,549	—	0,672	—
$B + V + D$	0,532	—	0,683	—
$B + S + D$	0,708	—	0,540	—
$V + S + D$	—	0,908	—	0,302
$B + V + S + D$	0,487	—	0,718	—

Poznámka: Štatisticky nevýznamné hodnoty korelačného pomeru sú podčiarknuté.

II. Štatistické charakteristiky korelácie $\lambda_{0,1}$ ($= y$) od koruny stromu. — The statistical characteristics of the correlation $\lambda_{0,1}$ ($= y$) to the tree crown

Znak (x)	Smrek		Buk	
	regresná rovnica $y = a + bx$	korelačný koefi- cient a jeho stredná chyba $r \pm s_r$	regresná rovnica $y = a + bx$	korelačný koefi- cient a jeho stredná chyba $r \pm s_r$
Absolútna dĺžka koruny v m	$y = 0,6172 - 0,003860x$	$-0,589 \pm 0,074$	$y = 0,5484 - 0,002190x$	$-0,235 \pm 0,079$
Relatívna dĺžka koruny v %	$y = 0,6075 - 0,001124x$	$-0,387 \pm 0,087$	$y = 0,5634 - 0,001126x$	$-0,332 \pm 0,075$
Hmota koruny v plm	$y = 0,5700 - 0,217523x$	$-0,500 \pm 0,082$	$y = 0,5405 - 0,040650x$	$-0,346 \pm 0,075$

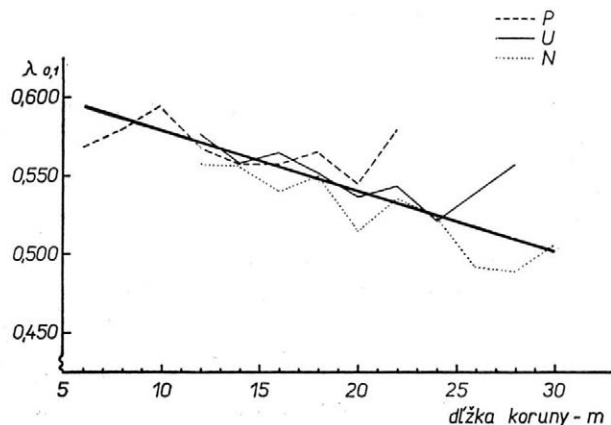
Počet korelovaných hodnôt n :

pri smreku = 115 (uvažovala sa $\lambda_{0,1}$ v konečnom veku vzorníkov)

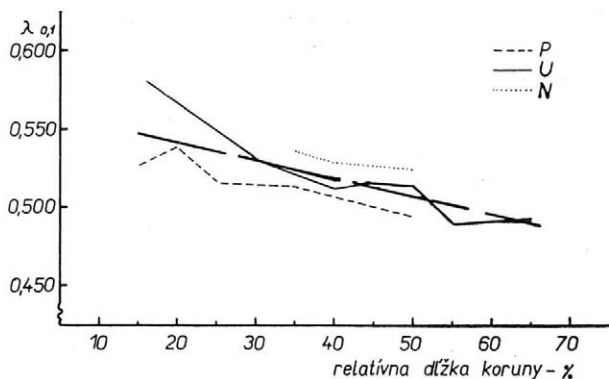
pri buku = 160 (uvažovala sa $\lambda_{0,1}$ u každého vzorníka v 4 posledných 5ročných vekových intervaloch)

výškové postavenie a hrúbka stromu — majú malý štatisticky nedokázaný vplyv na $\lambda_{0,1}$. Pri zohľadnení všetkých troch znakov — veku, výškového postavenia a hrúbky stromu, klesne rozptyl $\lambda_{0,1}$ iba na 91 % a korelačný pomer sa zvýšil na 0,302, teda v porovnaní s vplyvom samotného veku len veľmi málo.

Výrazná závislosť sa ukázala aj medzi výtvarnicou $\lambda_{0,1}$ a korunou stromu. Charakterizujú ju údaje v tabuľke II a obr. 3 a 4. Pri smreku závisí výtvarnica $\lambda_{0,1}$ najviac od absolútnej dĺžky koruny ($r = 0,59$) a od hmoty vetiev koruny ($r = -0,50$), menej závisí od relatívnej dĺžky koruny ($r = -0,39$). To znamená, že pri sm veľmi silne pôsobí na tvar kmeňa samotná dĺžka koruny, tj. hĺbka zavetvenia, bez ohľadu na výšku stromu. Pri buku je to opačne. Tu je podstatne tesnejšia korelácia $\lambda_{0,1}$ od hmoty koruny (všetkých vetiev a listia — prepočet podľa váhy, $r = 0,346$) a od relatívnej dĺžky koruny ($r = -0,332$); pri relatívnej dĺžke koruny veľmi výrazne vystupujú aj rozdiely medzi podúrovňovými a nadúrovňovými stromami. Menej tesná závislosť $\lambda_{0,1}$ je od absolútnej dĺžky koruny ($r = -0,235$). Dá sa to vysvetliť rozličnou stavbou koruny



3. Závislosť $\lambda_{0,1}$ od absolútnej dĺžky koruny pri smreku. — The correlation of $\lambda_{0,1}$ to the absolute crown length for spruce



4. Závislosť $\lambda_{0,1}$ od relatívnej dĺžky koruny pri buku. — The correlation of $\lambda_{0,1}$ to the relative crown length for beech

u buka a smreka. Všetky uvedené korelácie sú záporné, výtvarnica $\lambda_{0,1}$ s veľkosťou koruny klesá. To znamená, že veľkosť koruny zhoršuje tvar kmeňa, stromy s veľkými korunami majú kmene spáditejšie, menej tvárne ako stromy s malými korunami. S predĺžením koruny o 1 m klesne $\lambda_{0,1}$ pri sm priemerné o 8 %, pri buku o 4 %. Aj tu je teda závislosť pri smreku oveľa výraznejšia ako pri buku.

ZMENY TVARU KMEŇA BEHOM ŽIVOTA STROMU

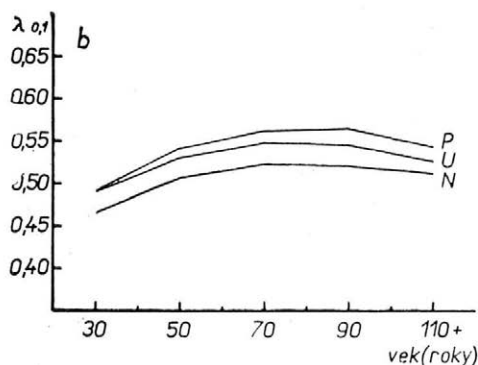
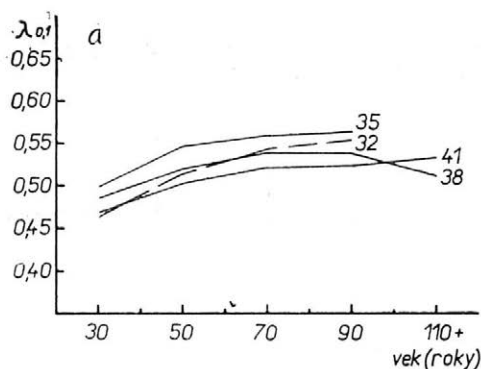
V predchádzajúcom odseku sme vyšetrili silu (tesnosť) vplyvu jednotlivých taxačných znakov na tvar stromu. Teraz pojednáme o veľkosti kvantitatívnych zmien hodnôt $\lambda_{0,1}$, spôsobených týmito znakmi; nakoľko materiál je získaný z kmeňových analýz, podajú zmeny vplyvom veku a hrúbky súčasne informáciu o vývoji tvaru kmeňa behom života stromu.

Podkladom k tomuto rozboru sú údaje pre smrek na obr. 5, pre buk na obr. 6.

Z obr. 5a vidieť výrazné rozdiely v hodnotách $\lambda_{0,1}$ podľa bonity porastu. So zlepšujúcou sa bonitou porastu sa tvar kmeňa vcelku i v jednotlivých vekových triedach zhoršuje. Výnimkou je bonita 32, ktorá má celkom odlišný priebeh, spôsobený pravdepodobne tým, že ju reprezentujú vzorníky iba z jednej lokality (Oravský Podzámok), s odlišnými vzrastovými podmienkami. Zvýšením absolútnej výškovej bonity o 3 m sa zníži $\lambda_{0,1}$, čiže zhorší sa tvar kmeňa (ak neuvažujeme bonitu 32) o 0,015, tj. o 3 %.

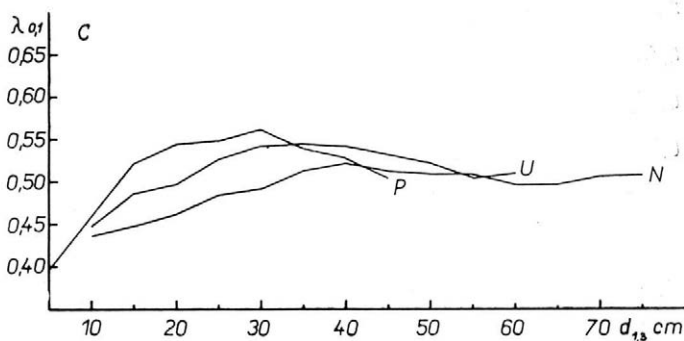
V závislosti od veku (obr. 5b) má $\lambda_{0,1}$ typický priebeh vzrastovej krivky taxačných veličín. V mladom veku začína nízkymi hodnotami (0,47–0,49), potom relatívne rýchlejšie stúpa, dosahuje maximum (0,53–0,57) a po ňom pomalšie klesá. Pritom je veľmi markantný rozdiel v polohe i v kulminácii kriviek $\lambda_{0,1}$ v závislosti od výškového postavenia stromu. V celom priebehu majú najlepší tvar podúrovňové stromy, stredný tvar — úrovňové a podstatne horší tvar — nadúrovňové stromy. Pri podúrovňových stromoch nastáva kulminácia $\lambda_{0,1}$ neskoršie (v 90. roku) ako u úrovňových a nadúrovňových stromov (v 70 roku). Spôsobené je to tým, že nadúrovňové stromy musia odolávať vplyvu väčšieho zaťaženia spravidla väčšej a ťažšej koruny a väčšieho namáhania vetrom ako podúrovňové stromy, takže ich kmeň je v spodnej časti relatívne silnejší a tým spádovitejší.

S hrúbkou stromu, bez ohľadu na vek (obr. 5 c), sa $\lambda_{0,1}$ mení podobne ako s vekom, čo je pochopiteľné, pretože medzi hrúbkou stromu a ve-



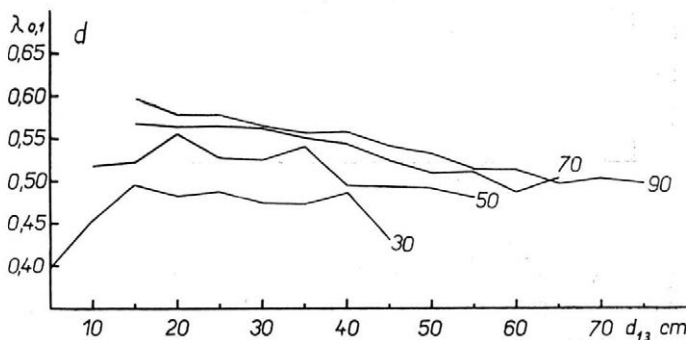
5a. Smrek; závislosť $\lambda_{0,1}$ od veku a absolútnej výškovej bonity (32, 35, 38, 41 m vo veku 100 r.). — Spruce; correlation of $\lambda_{0,1}$ to age and absolute height quality (32, 35, 38, 41 m at the age of 100 years)

5b. Smrek; závislosť $\lambda_{0,1}$ od veku a výškového postavenia stromu v poraste (P — podúroveň, U — úroveň, N — nadúroveň). — Spruce; correlation of $\lambda_{0,1}$ to age and height position of tree in the stand (P — understorey, U — co-dominance, N — dominance)



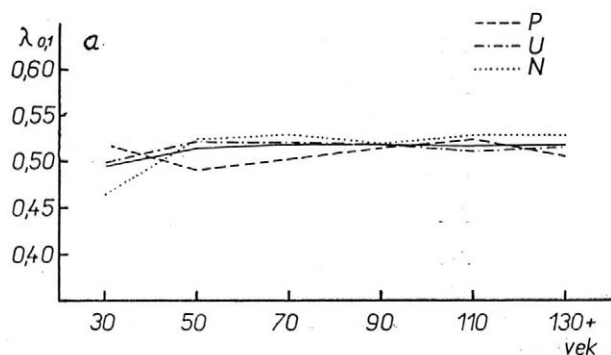
5c. Smrek; závislosť $\lambda_{0,1}$ od hrúbky stromu $d_{1,3}$ a výškového postavenia v poraste (P, U, N). — Spruce; correlation of $\lambda_{0,1}$ to d. b. h. of the tree and to its height position in the stand (P, U, N.)

5d. Smrek; závislosť $\lambda_{0,1}$ od hrúbky $d_{1,3}$ a veku stromu (30 — 90). — Spruce; correlation of $\lambda_{0,1}$ to d. b. h. and tree age (30—90)

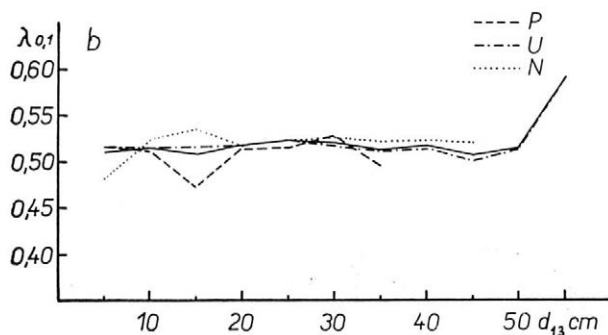


kom je vzájomný vzťah. Aj tu pozorovať výrazný rozdiel v tvare kmeňa podúrovňových, úrovňových a nadúrovňových stromov. U podúrovňových stromov kulminuje $\lambda_{0,1}$ pri hrúbke 30 cm, u úrovňových pri hrúbke 35 cm a u nadúrovňových pri hrúbke 40 cm. Pri hrúbke nad 40 cm sa rozdiely v $\lambda_{0,1}$ medzi výškovým postavením stromu postupne zmenšujú.

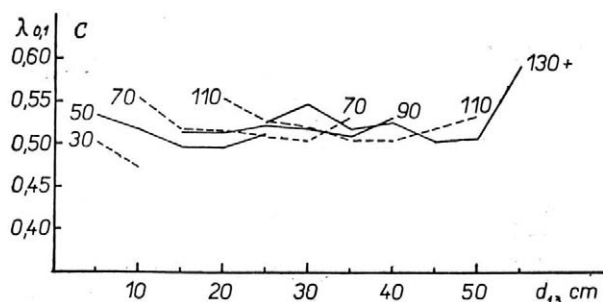
Zaujímavý je priebeh $\lambda_{0,1}$ v závislosti od veku a hrúbky stromu (obr. 5d). Pri rovnakej hrúbke výtvarnica $\lambda_{0,1}$ s rastúcim vekom stúpa, a to intenzívnejšie v mladom veku ako v starom. Mladšie stromy majú teda pri rovnakej hrúbke $d_{1,3}$ horší tvar kmeňa ako staršie stromy. To tiež znamená, že veľká rýchlosť



6a. Buk; závislosť $\lambda_{0,1}$ od veku a výškového postavenia stromu v poraste (P — podúroveň, Ů — úroveň, N — nadúroveň). — Beech; correlation of $\lambda_{0,1}$ to age and height position of tree in the stand (P — understorey, Ů — co-dominance, N — dominance)



6b. Buk; závislosť $\lambda_{0,1}$ od hrúbky $d_{1,3}$ a výškového postavenia stromu v poraste. — Beech; correlation of $\lambda_{0,1}$ to d. b. h. and height position of tree in the stand



6c. Buk; závislosť $\lambda_{0,1}$ od hrúbky $d_{1,3}$ a veku stromu (30—130). — Beech; correlation of $\lambda_{0,1}$ to d. b. h. and tree age (30—130)

vzrastu (napr. vplyvom lepších vzrastových podmienok) tvar zhoršuje a naopak, pomalý vzrast ho zlepšuje. So zväčšujúcou sa hrúbkou stromu pri rovnakom veku $\lambda_{0,1}$ priamočiaro klesá, čiže tvar kmeňa sa zhoršuje, a to v mladšom veku miernejšie, v staršom veku prudšie.

Pri buku je vývoj kmeňa s vekom (obr. 6a) oveľa menej výrazný ako pri smreku, i keď v predchádzajúcom šetrení sa vplyv veku na $\lambda_{0,1}$ prejavil ako štatisticky významný. Iba u nadúrovňových a úrovňových stromov pozorovať do veku 50—70 rokov určitý vzostup hodnôt $\lambda_{0,1}$, u podúrovňových je priebeh $\lambda_{0,1}$ veľmi nepravidelný. Rozdiely vo vývoji $\lambda_{0,1}$ pri rozličnom výškovom postavení stromu v poraste sú tiež veľmi malé, hoci badať určitú tendenciu práve opačnú ako u smreka, že stromy nadúrovňové majú vyššiu hodnotu $\lambda_{0,1}$ a teda i lepší tvar kmeňa ako stromy úrovňové a tie zase vyššiu hodnotu $\lambda_{0,1}$ a lepší tvar kmeňa ako stromy podúrovňové. Dá sa to snád do určitej miery vysvetliť odlišnou stavbou koruny u bk, ktorá spôsobuje zosilnenie hornej časti kmeňa. Tieto nepravidelnosti a malé, štatisticky nepotvrdené rozdiely vo vývoji tvaru nad-

úrovňových, úrovňových a podúrovňových stromov zapríčiňuje iste aj tá skutočnosť, že pri buku si nezachovávajú stromy vzhľadom na svoje ekologické vlastnosti trvalejšie svoje výškové postavenie, ale vplyvom hospodárskych zásahov a meniacich sa podmienok vzrastu svoje postavenie v poraste častejšie menia.

So vzrastom hrúbky stromu (bez ohľadu na vek, obr. 6b) sa výtvarnica $\lambda_{0,1}$ prakticky nemení, zostáva na úrovni priemernej hodnoty 0,514. Pri zohľadnení veku a hrúbky (obr. 6c) ukazuje sa však mierny pokles $\lambda_{0,1}$, tj. zhoršenie tvaru s rastom hrúbky najmä v mladších vekových intervaloch (do 70 rokov), lenže závislosť je štatisticky nevýznamná. Výraznejšie sa uplatňuje vplyv veku: v rámci rovnakého hrúbkového stupňa výtvarnica $\lambda_{0,1}$ s vekom stúpa, čiže pri rovnakej hrúbke majú mladšie stromy horší tvar ako staršie a naopak.

Uvedené zákonitosti sa v tvare kmeňa smreka a buka a jeho vývoji do určitej miery líšia od doterajších poznatkov. Pokiaľ ide o závislosť výtvarnice $\lambda_{0,1}$ od bonity porastu a výškového postavenia stromu v poraste, potvrdzujú všeobecný predpoklad (Assmann 1961, Korf 1953, Priesol 1965, Prodan 1965) pri závislosti od veku sa rozchádzajú s tvrdením Prodana (1965) a potvrdzujú výsledky výskumu Dittmara (1956), Zimmermanna (1958) a Nagela (1968); pri závislosti od hrúbky a koruny stromu, najmä pri smreku, nezhodujú sa s údajmi citovaných autorov. Zrejme je tvar stromu tak zložitou veličinou, že sa na nej veľmi citlivo prejavujú rôzne vplyvy spôsobené prírodnými vzrastovými podmienkami, hospodárskymi opatreniami v lese ap.

Zistené zákonitosti veľmi úzko súvisia aj so zákonitosťami v ukladaní hrúbkového prírastku po kmeni. Preto dosiahnuté výsledky okrem toho, že podávajú informácie o tvare kmeňa smreka a buka a o jeho vývoji v našich domácich podmienkach, majú význam aj pre poznanie zákonitostí tvorby hmotového prírastku, ktoré možno prakticky využiť v metódach inventarizácie prírastku lesa.

SÚHRN

V príspevku sa podávajú čiastkové výsledky výskumu biometrických zákonitostí vzrastu a prírastku hlavných taxačných veličín smreka a buka na Slovensku na základe kmeňových analýz (120 pre smrek, 40 pre buk). Skúma sa tvar kmeňa vyjadrený Höhenadlovou pravou výtvarnicou $\lambda_{0,1}$ a to jeho závislosť od hlavných taxačných znakov stromu (veku, hrúbky $d_{1,3}$, výškového postavenia, veľkosti koruny a pri smreku aj od bonity) a jeho zmeny behom života stromu.

Pri smreku sa zistila významná štatistická závislosť $\lambda_{0,1}$ od všetkých uvažovaných znakov (tabuľka 1.). So zlepšujúcou sa bonitou výtvarnica $\lambda_{0,1}$ klesá (obr. 5a); pri podúrovňových stromoch je systematicky väčšia ako pri úrovňových a nadúrovňových stromoch; v rámci rovnakého veku s rastúcou hrúbkou stromu priamočiaro klesá; pri rovnakej hrúbke stromu s rastúcim vekom sa zväčšuje; jej vývoj s vekom má podobný priebeh ako vrastové krivky iných taxačných veličín stromu, $\lambda_{0,1}$ podúrovňových stromov kulminuje asi o 20 rokov neskôr ako u úrovňových a nadúrovňových stromov (obr. 5b — 5d).

Pri buku sa zistila štatisticky významná závislosť $\lambda_{0,1}$ iba od veku, závislosť $\lambda_{0,1}$ od výškového postavenia a hrúbky stromu je nevýznamná (tabuľka I, obr. 6a — 6c).

Pri obidvoch drevinách sa ukázala dost silná lineárna, ale záporná korelácia $\lambda_{0,1}$ od veľkosti koruny (od absolútnej i relatívnej dĺžky, aj od hmoty; tabuľka II, obr. 3 a 4).

Všeobecne tvar kmeňa smreka je lepší ($\lambda_{0,1} = 0,521$), má menšiu variabilitu ($s_x \% = 9,4 \%$) a výraznejšie zákonitosti vo svojom vývoji ako u buka ($\lambda_{0,1} = 0,514$, $s_x \% = 10,8 \%$).

Pri porovnaní s údajmi zahraničnej literatúry sa niektoré naše výsledky s nimi zhodujú, iné rozchádzajú. Rozdiely sa vysvetľujú rozdielnymi vzrastovými podmienkami.

Došlo dne 2. 6. 1969

Literatúra

1. ASSMAN E., 1961, Waldertragslehre. BLV München
2. DITTMAR O., 1956, Formzahluntersuchungen mit dem Ziel der Verbesserung von Holzmassen und Zuwachsermittlung langfristiger forstlicher Versuchsflächen. Diss. Eberwalde
3. DUSCHEK Š., 1931, Studie o tvaru stromového pně. Lesn. práce 10
4. GUTTEMBERG A., 1915, Wachstum und Ertrag der Fichte im Hochgebirge. Wien — Leipzig
5. HALAJ J., 1959, Prieskum výškovej vzrastavosti drevín na Slovensku a návrh stupnic výškových bonít. Lesn. časopis č. 3-4
6. HUBAČ K., 1966, Sortimentácia porastov nastojato. Habilitačná práca, Zvolen
7. KORF V., 1953, Dendrometrie. Praha SZN
8. NAGEL D., 1968, Untersuchungen über die Form und Formentwicklung des Fichtenschafftes. Diss. Freiburg
9. PRIESOL A., 1965, Nauka o produkcii dreva. Bratislava SVPL
10. PRODAN M., 1965, Holzmeßlehre. J. D. Sauerländer's Verlag Frankfurt a. M.
11. ZIMMERMANN E., 1958, Die Entwicklung einiger Hochlagenbestände im Würtembergischen Schwarzwald. Diss. Freiburg

Закономерность в развитии формы ствола ели и бука

В настоящей статье приводятся частичные результаты исследования биометрических закономерностей роста и приращения главных таксационных величин ели и бука в Словакии на основе анализов стволов (120 у ели, 40 у бука). Исследуется форма ствола, выраженная истинным видовым числом по Гегенадлю $\lambda_{0,1}$, а именно ее зависимость от главных таксационных признаков дерева (возраста, толщины $d_{1,3}$ высотного положения в ярусах насаждения, величины кроны, а у ели и от бонитета) и ее изменения в течение жизни дерева.

У ели установлена знаменательная статистическая зависимость $\lambda_{0,1}$ от всех принимаемых во внимание признаков (табл. I). С улучшением бонитета видовое число $\lambda_{0,1}$ уменьшается (рис. 5a); у угнетенных деревьев оно систематически больше, чем у деревьев господствующих и исключительно господствующих; в рамках одного возраста оно с увеличением толщины дерева прямолинейно уменьшается; при одинаковой толщине дерева оно с возрастом увеличивается; его развитие по мере увеличения возраста имеет подобный характер, как кривые роста других таксационных величин дерева; $\lambda_{0,1}$ угнетенных деревьев кульминирует приблизительно на 20 лет позже, чем у господствующих и исключительно господствующих деревьев (рис. 5b—5d).

У бука установлена статистически знаменательная зависимость $\lambda_{0,1}$ только от возраста; зависимость $\lambda_{0,1}$ от высотного положения в ярусах насаждения и от толщины дерева не имеет значения (табл. I, рис. 6a—6c).

У ели древесных пород установлена довольно сильная линейная, но отрицательная зависимость $\lambda_{0,1}$ от величины кроны (от абсолютной и относительной ее длины и от массы; табл. II, рис. 3 и 4).

В общем форма ствола ели лучше ($\lambda_{0,1} = 0,521$), менее изменчива ($s_x \% = 9,4 \%$) и с более четкой закономерностью своего развития, чем у бука ($\lambda_{0,1} = 0,514$, $s_x \% = 10,8 \%$).

В сравнении с данными зарубежной литературы, некоторые наши результаты с ними совпадают, а некоторые расходятся. Различия объясняются разными условиями роста.

This paper presents the partial research results of the biometric regularities in the growth and in the increase of dendrometric values of Norway spruce and beech in Slovakia based on stem analyses (120 for spruce and 40 for beech). The subject of studies is stem form expressed by Höhenadl's normal form factor $\lambda_{0,1}$, i. e. its dependence on the main dendrometric tree characteristics (age, b. d. h., height, crown size, and in spruce, in addition, site quality) and its changes during the life of tree.

As regards Norway spruce, it was found a significant statistical dependence of $\lambda_{0,1}$ on all characteristics under consideration (table I). With improving site quality the form factor $\lambda_{0,1}$ sinks (fig. 5a); it is systematically higher in understorey trees than in co-dominant and dominant trees; it is linearly decreasing with increasing stem diameter within the same age; in the same stem diameter it is increasing with increasing age; with the age, its development has an analogical course as the growth curves of the other dendrometric stem values, $\lambda_{0,1}$ of the understorey trees culminates about 20 years sooner than in co-dominant and dominant trees (fig. 5b—5d).

As regards beech, there was found a statistically significant dependence of $\lambda_{0,1}$ on age only; the dependence of $\lambda_{0,1}$ on height position in the stand and on stem diameter is insignificant (tab. 1, fig. 6a—6c).

For the both mentioned tree species a rather great linear, but negative correlation of $\lambda_{0,1}$ to crown size and to both absolute and relative length as well as to volume (table II, fig. 3 and 4) was found.

The stem form of Norway spruce is generally better ($\lambda_{0,1} = 0,521$), it shows a smaller variability ($sx^0_0 = 9,4\%$) and a more distinct regularity in its development than the stem form of beech ($\lambda_{0,1} = 0,514$, $sx^0_0 = 10,8\%$).

If compared with the data of foreign literature, some of our results are conform, other different. The differences may be explained by various growth conditions.

Gesetzmäßigkeiten bei der Entwicklung der Stammform der Fichte und Buche

In der beiliegenden Arbeit werden Teilergebnisse der Untersuchungen biometrische Gesetzmäßigkeit des Wachstums sowie des Zuwachses der hauptsächlich Taxationseinheiten der Fichte und Buche in der Slowakei auf Grund der Stammanalysen (120 für die Fichte, 40 für die Buche) gegeben. Es wird die durch Höhenadl's rechte Formzahl $\lambda_{0,1}$ ausgedrückte Stammform untersucht, und zwar ihre Abhängigkeit von den hauptsächlich Taxationsmerkmalen des Baumes (Alter, Durchmesser $d_{1,3}$, Höhenstellung, Kronengröße und bei der Fichte auch die Bonität) und ihre Veränderungen im Verlaufe des Lebens des Baumes.

Bei der Fichte wurde eine signifikante statistische Abhängigkeit der Formzahl $\lambda_{0,1}$ von allen beobachteten Merkmalen (Tabelle I) festgestellt. Mit steigender Bonität sinkt die Formzahl $\lambda_{0,1}$ (Abb. 5a); bei unterdominanten Bäumen ist sie systematisch höher als bei dominanten oder überdominanten Bäumen. Im Rahmen eines gleichen Alters sinkt sie linear mit dem wachsenden Durchmesser; bei gleichem Durchmesser des Baumes erhöht sie sich mit ansteigendem Alter. Ihr Verlauf, entsprechend dem Alter, weist einen ähnlichen Verlauf wie die Wachstumskurven anderer Taxationseinheiten des Baumes auf, $\lambda_{0,1}$ unterdominanter Bäume kulminiert etwa um 20 Jahre früher als bei dominanten und überdominanten Bäumen (Abb. 5b—5d).

Bei der Buche wurde eine statistisch signifikante Abhängigkeit der Formzahl $\lambda_{0,1}$ nur von dem Alter festgestellt, dagegen ist die Abhängigkeit der Formzahl $\lambda_{0,1}$ von der Höhe und vom Durchmesser nicht signifikant (Tabelle I, Abb. 6a—6c).

Bei beiden Holzarten zeigte sich eine ziemlich starke lineare, jedoch negative Korrelation der Formzahl $\lambda_{0,1}$ mit der Kronengröße (mit der absoluten und relativen Länge, sowie mit der Holzmasse; (Tabelle II, Abb. 3 und 4).

Allgemein ist die Stammform bei der Fichte besser ($\lambda_{0,1} = 0,521$), sie weist eine kleinere Variabilität auf ($sx^0_0 = 9,4\%$) und mehr ausgeprägte Gesetzmäßigkeiten ihrer Entwicklung als bei der Buche ($\lambda_{0,1} = 0,514$, $sx^0_0 = 10,8\%$).

Einige unserer Ergebnisse stimmen mit den Angaben der ausländischen Literatur überein, während die anderen widersprüchliche Daten aufweisen. Die Unterschiede werden durch verschiedene Wachstumsbedingungen erklärt.

Régularités dans le développement de la forme des tiges d'épicéa et d'hêtre

Dans la contribution on présente des résultats partiels de la recherche relatifs aux régularités biométriques de la croissance et de l'accroissement des grandeurs qualificatives principales de l'épicéa et de l'hêtre en Slovaquie, en s'appuyant sur les analyses des tiges (120 pour l'épicéa et 40 pour le hêtre). On examine la forme de la tige, exprimée par le coefficient de forme de Höhenadl, soit $\lambda_{0,1}$ et cela en fonction des caractères qualificatifs principaux de l'arbre (âge, diamètre, étage de végétation, importance de la cime, et quant à l'épicéa également classe de fertilité) et ses modifications survenues pendant la vie de l'arbre.

En ce qui concerne l'épicéa, on a identifié la relation statistiquement importante entre $\lambda_{0,1}$ et tous les caractères envisagés (tableau I). Dans les classes de fertilité supérieures le coefficient de forme $\lambda_{0,1}$ s'abaisse (figure 5a). Il est systématiquement plus élevé pour les arbres dans l'étage dominé que pour les arbres dans l'étage co-dominant et dominant. Dans les limites d'un même âge il s'abaisse d'une façon rectiligne avec l'augmentation du diamètre de l'arbre. Pour un même diamètre de l'arbre il augmente avec l'âge. Son développement par rapport à l'âge accuse l'évolution similaire à celle qu'ont les courbes de croissance des autres grandeurs qualificatives de l'arbre. Le coefficient de forme $\lambda_{0,1}$ des arbres dans l'étage dominé culmine d'environ 20 ans plus tard que celui des arbres dans l'étage co-dominant et dominant (figures 5b—5d).

Quant au hêtre, on n'a constaté la relation statistiquement importante qu'entre $\lambda_{0,1}$ et l'âge, celle entre l'étage de végétation, le diamètre de l'arbre et le coefficient de forme mentionné n'étant pas important (tableau I, fig. 6a—6c).

Pour les deux essences on a pu enregistrer une corrélation assez importante, mais négative, entre $\lambda_{0,1}$ et la grosseur de la cime (la longueur absolue et relative et le cubage, tableau II, figures 3 et 4).

D'une façon générale la forme de la tige de l'épicéa est meilleure ($\lambda_{0,1} = 0,521$), accusant une variabilité moindre ($sx^0_0 = 9,4$ p. 100) et des régularités plus marquées dans son développement que celle du hêtre ($\lambda_{0,1} = 0,514$, $sx^0_0 = 10,8$ p. 100).

En comparant ces données avec les données de la littérature étrangère, on remarque que certains sont en accord et certaines en désaccord. On explique ces différences par des conditions de croissance différentes.

Adresa autora:

Doc. Ing. Štefan Šmelko, CSc., Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen

LESNICTVÍ VE FRANCII

Francie patří k nejlesnatějším zemím západní Evropy, 23,5 % území je pokryto lesy. Celková rozloha lesů uváděná oficiálními statistikami je 12 064 000 ha, z nichž je řádně obhospodařováno jen 4 060 236 ha. Podle odhadu odborníků je však skutečná rozloha lesů daleko větší, pravděpodobně okolo 15 000 000 ha. S inventarizací se začalo teprve před několika lety, postupuje se podle departementů a práce nejsou ještě skončeny. Předpokládá se, že asi 3 mil. ha soukromých lesů není evidováno.

Lesy jsou územně nestejnoměrně rozloženy. Např. lesnatost oblasti na jih od Bordeaux (Landes) dosahuje 63 %, ale naopak v severní Pikardii a v Bretani pouze 6 % a v Manche dokonce jen 3 %.

Zastoupení dřevin: listnaté 67 % (nejvíce dub 34 %, buk 15 %, habr 8 % a ostatní 10 %), jehličnaté 33 % (nejvíce borovice přímorská 12 %, borovice lesní 7 %, jedle 7 %, smrk 3 % a ostatní 4 %).

Rozdělení podle hospodářských tvarů:

	mil. ha	%
státní	1,669	13,85
soukromníci	7,859	65,15
obce a veř. zař.	2,523	20,90
departementy	0,013	0,10

Roztříštěnost vlastnictví je jedním z největších současných lesnických problémů ve Francii. Převahu mají velmi malí vlastníci (do 10 ha — tabulka I).

Soukromých vlastníků je celkem asi 1 527 000. Situace je pravděpodobně ještě složitější, protože jak bylo řečeno výše, je rozloha soukromých lesů větší než udávají úřední statistiky. V poslední době se objevuje snaha dobrovolně sdružovat drobné majitele ve větší celky (jakási lesní družstva) a zavádět řádné lesní hospodářství. Tento proces je však velmi zdoluhavý, protože nedotknutelnost

vysokokmenný les jehličnatý 24 %, vysokomenný les listnatý 10 %, les nízký a sdružený 33 % a zbývajících 33 % je označováno jako neproduktivní nebo neumožňující pravidelnou těžbu. Z vysokokmenného lesa (4 mil. ha, z čehož 1,2 mil. ha je státních) není podřízeno řádnému lesnímu hospodaření 1,5 mil. ha, které patří soukromníkům a obcím. Z lesa nízkého a sdruženého (ze 4 mil. ha jen 177 tis. ha je státních) není řádně obhospodařováno 3,1 mil. ha. Z další třetiny (státu patří jen 279 tis. ha) není řádně obhospodařováno 3,4 mil. ha. Tuto poslední třetinu tvoří nízká křovinatá společenstva na kamenitých vápencových terénech, zvané „garrigues“, na půdách s křemičitým podloží husté a těžko proniknutelné „maquis“ a dále lesy často mičené požáry nebo lesy degradované, ochranné, netěžitelné z ekonomických důvodů atd.

Podle stavu z roku 1964 je vlastnictví 12 064 mil. ha lesů rozděleno takto:

	mil. ha	%
z toho řádně obhosp.	1,656	99,3
	0,010	0,1
	2,381	94,4
	0,013	100,0

soukromého vlastnictví je jedním z základů francouzské vnitřní politiky ve všech oblastech národního hospodářství.

Je zajímavé, že se těží více jehličnatého (13,4 mil. plm) než listnatého (11,8 mil. plm) dříví užitkového kromě 4 mil. plm paliva, které není ve statistikách specifikováno. Celková výše těžby kulatiny a průmyslové zpracovatelného dřeva je necelých 25 mil. plm, což při ploše 8 mil. ha (na kterých je pravidelně těženo) činí 3 plm/ha. Je nutno však poznamenat, že i v tomto směru je třeba oficiální číselné údaje (podkladem jsou



1. Vogesy (Voges) — pohled na svahy pod Marksteinem (přes 1100 m n. m.)

údaje obchodníků s dřevem) značně korigovat. Nejsou v nich totiž započteny ani ztráty při těžbě (asi 10 %), ani dřevo, které vlastníci spotřebují sami (asi 10 mil. plm, zejména palivo). Celkovou výši těžby lze odhadnout o něco výše než 40 mil. plm. Podle obchodních údajů je však nejméně 2 320 000 plm topolové dřevo, které je těženo mimo les.

Dřevo se prodává zásadně na pni a těžbu vykonávají soukromníci nebo těžební společnosti. Výjimku tvoří tři departementy na východní hranici s NSR — Haut Rhin, Bas Rhin a Moselle, kde je dřevo těženo a přibližováno lesní správou a prodáváno na odvozním místě.

Někdy celý proces výroby (tzn. těžbu, přibližování, dopravu) zajišťuje jeden podnikatel, jindy je každá část zajišťována někým jiným nebo vše zajišťuje sám odběratel — spotřebitel. V současné době je ve Francii okolo 9000 těžebních podniků, z nichž 7500 je spojeno s pilou. Těžební podniky zaměstnávají asi 60 000 dělníků (30 000—35 000 dřevorubců) celo-

ročně nebo sezónně. Dřevorubci pracují s jednomužnými motorovými pilami různých značek, nejběžnější jsou Stihl, Mac Culloch a Homelite. Dřevo se přibližuje téměř výhradně kolovými traktory — Latil, Agrip, Timberjack, John Deere. Za zmínku stojí zatím jediný, nedávno importovaný traktor Mitsubishi japonské výroby, který má vynikající parametry. Park motorových vozidel pro odvoz dřeva je velmi rozmanitý; za nejkvalitnější jsou považovány vozy firmy Berliet.

V roce 1964 pracovalo ve Francii 9400 pil, z nichž 1400 mělo význam prakticky jen sociální a nebyly aktivní. Ze zbývajících 8000 pil 25 % vyrábělo jen asi 1 % celkové produkce řeziva a na druhé straně 10 % pil zajišťovalo 80 % této produkce. Na pilách se pracuje převážně na kmenových pásových pilách.

Podniky na výrobu dýh a překližek zpracovávají hlavně tropické dřevo, za-



2. Jižní francouzské Alpy, okolí Barcelonnette (1132 m n. m.) — most na lesní silnici Gimette (rozpětí 4 m, šířka vozovky 6,10 m; 18 prefabrikovaných nosníků z předpjatého betonu), v pozadí svahy G. de Séolane (2903 m n. m.) se smrkovými a modřínovými porosty (1100 až 1300 m n. m.)

I.

Soukromí vlastníci podle velikosti	malí	střední			velcí	
Rozloha majetku v ha	do 10	10—50	50—100	100—200	200—500	přes 500
Počet vlastníků	1 445 000	63 000	11 000	4700	2530	710
Celková plocha v tis. ha	2 910	1 750	950	700	850	700
%	37	22	12	9	11	9



3. Okolí Dieppe (Sev. Normandie), les Arques — lesní silnice (s živichým krytem) bukovými porosty (necelých 100 m n. m.)

tímco 6 továren na dřevotřískové a dřevovláknité desky (v budoucnu jich má být 28) zpracovává dřevo slabých dimenzí a odpad z pil. Francouzské papírny zpracovaly v roce 1965 5,5 mil. plm (1,8 mil. plm listnatého, 2,7 mil. plm jehličnatého dřeva a 1 mil. plm odřezků a odpadu).

Organizace a řízení lesního hospodářství jsou zcela odlišné od našeho systému. Tato odlišnost je dána jednak historickým vývojem, ale zejména velmi složitými majetkovými poměry. V letech 1964—1965 byla konána rozsáhlá reorganizace ministerstva zemědělství. V této nové organizaci je zřízeno na ministerstvu zemědělství ředitelství lesů, které nepřímo řídí Generální ředitelství národního lesnického úřadu (Office National des Forêts), kterému podléhá 18 krajských ředitelství, 120 řídicích středisek a 300 správ, 1000 polesí a 4000 úseků. Kromě toho ředitelství lesů přímo řídí Technické lesnické středisko, Ústav pro hospodářskou úpravu lesů, 21 oblastní zařizovatelskou službu, 90 departementálních zemědělských ředitelství. Dále nepřímo řídí 17 oblastních středisek soukromých majitelů lesů, Nejvyšší loveckou radu, Nejvyšší rybářskou radu. Názvy jsou volnými překlady oficiálních francouzských názvů.

Reformou konanou v roce 1964—1965 byly rozděleny dvě funkce lesníků. Jedna část (asi 1/7 celkového počtu, ale více než polovina inženýrů) zajišťuje nyní administrativu pod vedením ministerstva zemědělství, zatímco vedení správy státních lesů a uplatňování lesnické politiky v lesích obecních a jiných bylo svěřeno

nové službě, která má charakter průmyslové obchodní — Národnímu lesnickému úřadu. Tato struktura byla určena třemi faktory: snahou co nejvíce sjednotit v rámci departementů lesnické služby podřízené ministerstvu zemědělství; rozdělit lesnickou administrativu na dvě části, aby se lépe rozlišoval „stát“ jako veřejná moc a „stát“ jako vlastník; konečně má reforma zajistit vzestup úrovně lesnictví.

Francie nemá inventarizaci lesů. Dondávná byla jediným dokumentem statistika lesů z roku 1908, vyhotovená zaměstnanci státních lesů. S novou inventarizací se začalo v roce 1958 a do roku 1966 byly ukončeny práce v 10 departementech (2,5 mil. ha lesní půdy) a rozpracováno dalších 8 (Francie má 95 departementů). Výsledky inventarizace mají být shrnuty do tří částí. V první má být všeobecná studie perspektivy lesnictví, podmínky prostředí a ekonomiky departementu, druhá část se má zabývat časovým rozložením různých fází inventarizace s použitými metodami a statistikami. Třetí část má udávat podrobně výsledky ve formě tabulek a grafů s vysvětlivkami a komentáři. Lesnické mapy jsou zhotovovány v měřítku 1 : 100 000.

Lesnické odborné a vysoké školy jsou nyní také přebudovávány. Vysoká škola lesnická v Nancy je součástí Vysoké školy zemědělské a lesnické v Paříži (Ecole Nationale du Génie Rural, des Eaux et Forêts), která má dvě střediska, v Paříži a v Nancy. Pro přijetí na tuto školu se



4. Vitry aux Loges (Loiret) — 7ha holoseč ve vzdálenosti necelých 500 m od pily, smíšený listnatý porost (asi 150 m n. m.)



5. Okolí Dieppe (Sev. Normandie), les Eawy — přibližování bukové kulatiny traktorem LATIL (s kloubovým rámem)

vyžaduje univerzitní diplom nebo přísné zkoušky a počet posluchačů je omezen. Škola vychovává vysoké státní funkcionáře — úředníky. Další vysoká škola lesnická (Ecole Nationale des Ingenieurs des Travaux des Eaux et Forêts) umístěná v Nogent sur Vernisson (má být přeložena do Orléansu) vychovává řídicí vedoucí pracovníky pro praxi. Pro přijetí se vyžaduje maturita a přijímací zkouška. V různých částech Francie jsou školy pro vedoucí lesnických úseků a dřevorubce, školy dřevařské (vysoká a střední školy) a řada odborných škol buď soukromých, nebo patřících ministerstvu školství nebo zemědělství (včetně specializovaných pro ochrannou službu mysliveckou a rybářskou). Velmi rozšířené je postgraduální studium na všech stupních prováděné formou soustředění nebo stáží.

Situace v lesnickém výzkumu je poněkud složitá. Národní středisko lesnických výzkumů (Centre National de Recherches Forestières) v Nancy má pracoviště také v Bordeaux a v Avignonu. Tento ústav se zabývá výzkumem zejména biologických oborů lesnických včetně hospodář-

ské úpravy lesů a jen v nepatrné míře těžbou, dopravou a technologií. Ústav podléhá ministerstvu zemědělství. Technické dřevařské středisko (Centre Technique du Bois) v Paříži, které je z poloviny financováno státem a z poloviny soukromými dřevařskými podniky, je rozděleno na dvě skupiny, z nichž první řeší výzkumné úkoly týkající se těžby, dopravy a prvotního zpracování dřeva (pilí) a druhá se zabývá všemi problémy dalšího zpracování (překlízkárny, výroba dřevovláknitých a dřevotřískových desek, nábytku, parket atd.). Jednou z důležitých činností tohoto ústavu je udělování značek kvality dřevařským výrobkům různých podniků. V ústavu převládají úkoly aplikovaného a poloprovozního výzkumu. Technické lesnické středisko (Centre Technique Forestier) v Nogent sur Vernisson má provádět zejména poradenskou službu, uvádět výsledky výzkumu do praxe a spolupracovat při tvorbě lesnické politiky. Otázky chemického zpracování dřeva řeší Technické středisko průmyslu papíru, kartonů a celulózy (podléhá min. průmyslu). Velké továrny nebo společnosti mají samozřejmě své laboratoře, které se také zabývají výzkumem.

Francouzští lesníci a dřevařští odborníci se intenzivně zajímají a snaží řešit otázky nám velmi blízké: těžba a zpracování slabého dřeva, zavádění nových technologií — industrializace těžby, zpracování odpadu atd. Velké úsilí věnují problematice rekreačních lesů — turistiky, tedy oblasti, která je dosud u nás zanedbávána, ačkoliv hlavně v okolí velkých měst a městských aglomerací je velmi závažná. Také výsledky, které byly dosaženy v ochranném zalesňování, zejména ve francouzských Alpách, jsou vynikající.

Jak je z uvedeného stručného přehledu zřejmé, francouzské lesní hospodářství se v mnohém od československého liší, ale problémy těžby, dopravy a zpracování dřeva jsou typicky střeoevropské, právě tak jako otázky tzv. jiných funkcí lesa apod. Na řešení těchto problémů se ve Francii usilovně pracuje a bylo již dosaženo mnoho velmi dobrých výsledků.

Ing. Ivan Roček, Vědecký lesnický ústav VŠZ, Kostelec nad Černými lesy

Tato publikace je již pátým, přepracovaným vydáním knihy známého německého lesníka Dr. W. Mantela, zabývajících se oceňovací problematikou; dává v ní čtenáři podklady a návod, jak postupovat při řešení praktických oceňovacích úkolů, s nimiž se běžně setkává provozní lesník v praxi. Recenzovaná kniha je přehledem oceňovacích metod užívaných v lesním hospodářství NSR.

Knihy se člení do tří kapitol, k nimž je na závěr připojena řada oceňovacích směrnic, nařízení a tabulek. První kapitola Teorie oceňování lesů je poměrně rozsáhlejší a zabývá se oceňováním půdy, lesního porostu i celého lesního závodu. Pro ocenění lesní půdy uvádí autor mnoho způsobů. Je však třeba uvést se zřetelem na naše poměry, že v socialistických výrobních vztazích se mění oceňování lesů v základním pojetí: v koncepci socialistické ekonomiky nemá půda hodnotu a ocenění lesního stromoví vyplývá z množství společenské práce potřebné na jeho výrobu. Pro výpočet výnosové ceny lesní půdy autor uvádí řadu více méně vhodných a spolehlivých vzorců (Faustmann, Spiegel, Leischner aj.).

Výhoda proti nim je především ta, že úroková míra se určuje volně jen na podkladě subjektivních úvah, počtářské podklady jsou velmi nejisté, a pak že na půdách nejhorších bonit mohou být ev. vypočítány i negativní hodnoty. Cenu půdy lze též určit pomocí srovnávacích metod, podle nichž jsou ceny půdy na různých bonitách u téže dřeviny v určitém vzájemném vztahu, přičemž výnosová hodnota na I. bonitě je rovna 100. Jsou i naznačeny postupy pro stanovení ceny bezlesí a nelesní půdy.

Při oceňování jednotlivých porostů se vychází: 1. Ze současného stavu, tj. vyhodnocuje se užitek, jež poskytuje porost v současnosti při realizaci jeho zmyšlení a po zpracování na prodejné sortimenty podle v místě obvyklého způsobu (metoda těžební hodnoty). 2. Z minulého stavu, vyhodnocují-li se veškeré náklady vložené do porostu, a to od jeho založení do současnosti, a z nich se usuzuje na hodnotu porostu (metoda nákladové hodnoty); použití této metody je omezené, poněvadž při tomto oceňovacím postupu dochází k paradoxním situacím, neboť

do porostů na nejhorších stanovištích se vynakládají nejvyšší náklady; použití přichází v úvahu jen u nejmladších porostů, jmenovitě např. při vyhodnocování škod způsobených lesními požáry. 3. Z budoucího stavu, tj. vyhodnocují-li se předpokládané výnosy od současnosti až do doby, kdy bude porost zmyšlen (metoda očekávané hodnoty); výhody proti této metodě jsou především ty, že je velmi obtížné a problematické kalkulovat očekávané výnosy do daleké budoucnosti.

Z dalších postupů je to metoda věkových hodnotových křivek, při níž se aplikují grafická znázornění porostních hodnot v jednotlivých věkových stupních počínaje nulovým věkem a obnovním věkem konče. Křivky bývají konstruovány jak pro oceňování jednotlivých porostů, tak i větších souborů (hospodářských skupin, ev. i růstových oblastí). Pro praktické použití jsou velmi vhodné některé empirické vzorce oblíbené především proto, že není třeba uvažovat při jejich aplikaci úrokovou míru. Tak je to např. Glaserův vzorec, dávající dobré výsledky; z dalších lze uvést Martineitův vzorec, navazující na předchozí, dále Köstlerův, Weberův vzorec, ev. další. Metoda věkových hodnotových faktorů vychází z relativního vyjádření hodnoty porostu vzhledem k jeho těžební hodnotě. Při této metodě se značně zjednodušuje celý oceňovací postup. Je výhodné použít této metody při oceňování většího souboru porostů. Za nevýhodu této metody je možno označit určité nebezpečí ze schematického oceňování porostů. Této metody dále využil Reinhold aplikací opravných faktorů. Uvedený oceňovací způsob byl dále použit v několika modifikacích v Německé spolkové republice, a to jak pro potřebu správy vojenských lesů, státního lesního úřadu, při Wobstově metodě aj. Uvádí se též postup pro oceňování celých lesních závodů. Pochopitelně je tento způsob oceňování již nepochybně náročnější na odhady a na jeho zkušenosti, než je tomu u oceňovacích postupů jednotlivých porostů.

V současné době nabývají stále více na důležitosti ocenění různých druhů poškození lesních porostů; jde konkrétně o škody způsobené lesními požáry, okusem zvěře, loupáním, průmyslovými exhaláty apod. Publikace podává i praktický návod, jak v daných případech poškození postupovat při jejich oceňování.

Třetí kapitola Technika oceňo-

vání lesů pojednává pak o vlastních oceňovacích pracích, jež předpokládají nejen úplné odborné vzdělání, ale i bohaté praktické zkušenosti a delší oceňovací činnost. Oceňování lesů není záležitostí schematického použití vzorců a tabulek, ač tyto jsou v mnohých případech nepostradatelnou pomůckou. Vlastní náplň oceňování lesů je v zevrubné analýze objektu a v poznání jeho zvláštností. Jedině tak lze dosáhnout spolehlivých výsledků při oceňování. Publikace

je doplněna řadou nařízení a směrnic pro oceňovací praxi, jakož i oceňovacích formulí; též jsou připojeny i četné tabulky a přehledy, které podstatně usnadňují vlastní oceňovací práce.

Recenzovaná kniha podává současný pohled na řešení oceňovací problematiky v NSR s jejími praktickými aplikacemi v lesnické praxi. Se zájmem si ji přečtou všichni, kdož se zajímají o odbornou literaturu s oceňovací problematikou.

Dr. Ing. Josef Žák, Vědecký lesnický ústav VŠZ, Kostelec nad Černými lesy

Podepsáno k tisku 29. 10. 1969.

Korf V.: K současným problémům hospodářské úpravy lesů	771
Leporský A.: Ověření správnosti hypotézy o stejných produkčních podmínkách na stejných lesních typech a o různých podmínkách na různých typech pro smrk	773
Voško M.: Metodický návrh na stanovenie druhového zloženia drevín metódami operačnej analýzy	791
Polák J.: Výpočet porostních zásob pomocí relaskopicky vyšetřených výčetních základů	811
Hradecký J. a kol.: Výpočet hmot průměrkovaných porostů na počítači E-503	819
Šmelko Š.: Zákonitosti ve vývoji tvaru kmeňa smreka a buka	841
Aktuality	
Roček I.: Lesnictví ve Francii	853
Žák J.: Mantel W.: Oceňování lesů. 1968, Mnichov	857

СОДЕРЖАНИЕ

Корф В.: К современным проблемам лесоустройства (771). — Лепорски А.: Проверка правильности гипотеза о равных производственных условиях на одинаковых типах леса и о различных условиях на разных типах для ели (787). — Вошко М.: Методический проект определения видового состава древесных пород методами операционного анализа (807). — Полак И.: Вычисление лесных запасов с помощью реласкопически обследованных таксационных оснований (817). — Градецки Я.: — Вычисление запасов массы обмеренных насаждений электронно-вычислительной машиной E-503 (836). — Шмелко Ш.: Закономерность в развитии формы ствола ели и бука (850). — Новости: Рошек И.: Лесное хозяйство Франции (853). — Жак Й.: Мантель В.: Оценка лесов. 1968, Мюнхен (857).

CONTENTS

Korf V.: On the Present Problems of Forest Management (771). — Leporský A.: Testing of Rightness of the Hypothesis on Equal Production Conditions in Equal Forest Types and on Different Conditions in Different Types for Norway Spruce (788). — Voško M.: A Methodical Proposal for the Determination of Tree Species Composition by the Methods of Operation Analysis (808). — Polák J.: Calculation of Growing Stock by Means of Relascopically Found Basal Areas (818). — Hradecký J. a kol.: Volume Calculation of Calipered Stands on E-503 Computer (836). — Šmelko Š.: Regularities in the Development of Stem Form of Norway Spruce and Beech (851). — Topical News: Roček I.: Forest Management in France (853). — Žák J.: Mantel W.: Forest Appraisal. 1968, Munich (857).

INHALT

Korf V.: Zu den gegenwärtigen Problemen der Forsteinrichtung (771). — Leporský A.: Beglaubigung der Richtigkeit der Hypothese über die gleichen Produktionsbedingungen in gleichen Waldtypen und über verschiedene Bedingungen in verschiedenen Typen für die Fichte (789). — Voško M.: Methodischer Entwurf für die Bestimmung der Holzartenzusammensetzung mittels Methoden der Operationsanalyse (808). — Polák J.: Berechnung der Bestandsvorräte mit Hilfe der relaskopisch untersuchten Bruthöhenkreisflächen (818). — Hradecký J. a kol.: Massenberechnung klupierter Bestände mittels der Rechenmaschine E-503 (837). — Šmelko Š.: Gesetzmäßigkeiten bei der Entwicklung der Stammform der Fichte und Buche (851). — Aktualitäten: Roček I.: Das Forstwesen in Frankreich (853). — Žák J.: Mantel W.: Waldberechnung. 1968, Mnichov (857).



TABLE DES MATIÈRES

Korf V.: Problèmes actuels concernant l'aménagement des forêts (771). — Leporský A.: La vérification de la justesse de l'hypothèse sur les mêmes conditions de production et sur les mêmes types forestiers en cas des conditions différentes et sur les types différents pour l'épicéa (189). — Voško M.: Projet méthodique sur l'établissement de la composition spécifique des essences en appliquant les méthodes d'analyse opérationnelle (809). — Polák J.: Le calcul des réserves de peuplement effectué à l'aide des bases d'énumération examinées rélascopeusement (res. An, Al/818). — Hradecký J. a kol.: Calcul des cubages des peuplements comptés au calculateur E-503 (838). — Šmelko Š.: Régularités dans le développement de la forme des tiges d'épicéa et d'hêtre (852). — Actualités: Roček I.: La sylviculture en France (853). — Žák J.: Mantel W.: La taxation des forêts. 1968, Mnichov (857).

LESNICTVÍ Č. 10/1969

otiskuje tyto zajímavé práce:

Pařez J.: Příspěvek k ekonomice hnojení půd starších smrkových a borových porostů

Šindelář J.: Poznámky k borovým mlazinám založeným hnízdovou sadbou

Steinhübel G.: Hladové hospodárenie starých listov a ihlič stálezelených drevín pri zaprášení továrenským úletom

Chalupa V.: Množství pylu ve vertikálním profilu borového porostu

Kostroň L.: Současný stav využívání vrtulníků při dopravě dřeva

Havlík J., Havlíková S.: Ztráty úlovků při honech na kachny

Aktuality

Bergl J., Lasák M.: Vývojové tendence a záměry lesnické politiky ve Francii a NSR

Vyskot M.: Majer A.: Maďarská lesní společenstva (Základy pěstění lesů). 1968, Budapešť

Horák B.: Slovník nejdůležitějších odborných pojmů z lesní těžby a dřevařství

Lesnictví č. 10/1969 stojí 12,— Kčs. Objednávky přijímá

Ústav vědeckotechnických informací, Praha 2, Slezská 7

Poštovní novinový úřad, Praha 1, Jindřišská 14

Rozšiřuje Poštovní novinová služba. Objednávky a předplatné přijímá PNS - ústřední expedice tisku, administrace odborného tisku, Jindřišská ul. 14, Praha 1. Lze též objednat u každé pošty i poštovního doručovatele. Objednávky do zahraničí vyřizuje PNS - ústřední expedice tisku, oddělení vývozu tisku, Jindřišská 14, Praha 1. Vytiskl MÍR, novinářské závody, n. p., závod 6, Ležerova 22, Praha 2.