

VĚDECKÝ ČASOPIS



LESNICTVÍ

10

ROČNÍK 23 (L)
PRAHA
ŘÍJEN 1977
CENA 12 Kčs

ČESKOSLOVENSKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÁ
ÚSTAV VĚDECKOTECHNICKÝCH INFORMACÍ
PRO ZEMĚDĚLSTVÍ

Redakční rada: člen korespondent ČSAV prof. Dr. Ing. Miroslav Vyskot, DrSc. (předseda), Ing. Zdeněk Bludovský, CSc., 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., prof. Ing. Adolf Priesol, DrSc., genmjr. Ing. Václav Růžička

Šéfredaktor člen korespondent ČSAV prof. Dr. Ing. Miroslav Vyskot, DrSc.

© Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství,
Praha 1977

CS ISSN 0024-1105

LESNICTVÍ uveřejňuje vědecká pojednání o vyřešených výzkumných úkolech ze všech oborů lesnické vědy, studie a rozborů. Vydává Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství. Vychází měsíčně. Redakce: 120 56 Praha 2, Slezská 7, telefon 257541. Celoroční předplatné Kčs 144,—.

LESNICTVÍ публикует научные статьи о решенных заданиях по научному исследованию в области лесохозяйственной науки, обзоры и анализы. Издает Институт научно-технической информации по сельскому хозяйству. Выходит в свет ежемесячно. Редакция: 120 56 Прага 2, Слезска 7.

LESNICTVÍ publishes scientific treatises about the solved research tasks in the line of forest science, studies and analyses. Published by the Institute of Scientific and Technical Information for Agriculture. Issued monthly. Editorial office: 120 56 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 Information der Landwirtschaft. Erscheint monatlich. Redaktion: 120 56 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 informations scientifiques et techniques pour l'agriculture. Paraît une fois par mois. Rédaction: 120 56 Praha 2, Slezská 7.

NĚKTERÉ VÝSLEDKY BIOMETRICKÉHO A HOSPODÁRSKOÚPRAVNICKÉHO VÝZKUMU V ČSSR

V tomto tematickém čísle Lesnictví jsou obsaženy některé výsledky několikaletého biometrického a hospodářskoúpravnického výzkumu pracovníků výzkumných ústavů a lesnických fakult.

V praxi hospodářské úpravy lesů jsou dnes již zcela obecně používány ke stanovení porostních hmot reprezentativní metody založené na statistických principech. Toto obecné používání reprezentativních metod vyžaduje, aby se výzkum stále zabýval jejich teoretickými rozborů a jejich hodnocením po stránce praktické. Mimo jiné jde především o racionalizaci při používání těchto výběrových metod a o objektivní ověřování jejich přesnosti při stanovení porostních hmot. Širokou problematiku reprezentativních metod u nás zejména propracoval Š. Š m e l k o, pracovník lesnické fakulty VŠLD ve Zvolenu. Ověřování přesnosti výběrových metod při stanovení porostních hmot se zatím v hospodářské úpravě lesů vykonávalo prostým porovnáváním výsledků s výsledky metod založených na celoplošném průměrkování. Diference při tomto porovnání obou způsobů se přitom přičítaly vždy na konto nepřesnosti ověřovaných výběrových metod. Š. Š m e l k o ve svém příspěvku Nový způsob overovania a hodnotenia reprezentativnych metod zisťovania hmoty porastov navrhuje pro ověřování reprezentativních metod využití porostních modelů, které konkrétně definuje, zhodnocuje jejich výhody a možnosti dalšího výzkumného využití. Celý výběrový plán se realizuje s využitím samočinného počítače podle propracovaných programů. Tento způsob ověřování a hodnocení reprezentativních metod zjišťování porostních hmot tvoří ucelený systém a je využíván jak při výuce posluchačů na lesnické fakultě, tak i ve vlastním výzkumu.

Již před lety navrhl sovětský lesnický badatel N. P. A n u č i n jako novou dendrometrickou veličinu speciálně pro stanovení běžného přírůstu lesních porostů povrchovou plochu kmenů bez kůry, tj. v podstatě plochu kambia kmenů. Podrobnějším výzkumem vztahu kambiální plochy k základním taxačním veličinám na podkladě poměrně rozsáhlého empirického materiálu se zabýval V. K o r f (1974) a Š. Š m e l k o (1975). Výsledky tohoto výzkumu prokázaly, že ve stejnověkých lesních porostech jsou těsné regresní závislosti mezi kmenovou kambiální plochou a základními taxačními veličinami (výčetní tloušťkou, výškou, objemem kmenů). Dále se tímto výzkumem zjistilo, že běžný roční přírůst kmenů v lesních porostech je v poměrně velmi úzké křivočaré regresní závislosti ke kambiální ploše. Závěry výzkumu jsou obsaženy v příspěvku V. K o r f a Biometrický význam plochy kambia a její vztah k základním taxačním veličinám. Kambiální plocha je důležitou biometrickou veličinou, která se dá poměrně dosti přesně zjistit a která má nejen svůj teoretický význam, ale může být využita i prakticky.

Na základě požadavků hospodářskoúpravnické praxe byla před lety do plánu lesnického výzkumu zařazena jako významný úkol konstrukce čs. hmotových a sortimentačních tabulek pro buk a dub na podkladě domácího proměřeného empirického materiálu. Pro toto tematické číslo Lesnictví připravil K. H u b a č práci Hmotové tabulky pro buk, včetně jejich konstrukčního postupu.

Při konstrukci těchto hmotových tabulek byl empiricky získaný materiál z celého území ČSSR použit k vyšetření nepravých kmenových výtvarnic (s kůrou a bez kůry) a hroubí (s kůrou a bez kůry). Pro vyrovnání získaných nepravých výtvarnic byly vyšetřeny a statisticky prověřeny vhodné regresní rovnice. Matematicky vyrovnané nepravé výtvarnice se pak použily pro tabelování objemových údajů pro prakticky přicházející rozpětí výčetních tloušťek a výšek. Tím získává hospodářská úprava lesů velmi důležitou, vědecky propracovanou domácí pomůcku pro stanovení porostních hmot.

V roce 1975 byl na podkladě rozsáhlého desetiletého výzkumu opo-
nentsky projednán první koncept čs. růstových tabulek pro naše hlavní dřeviny (smrk, jedle, borovice, buk, dub). Jejimi zpracovateli jsou výzkumní pracovníci J. H a l a j a J. Ř e h á k. Oproti dosud užívaným a předepsaným růstovým tabulkám má první koncept čs. růstových tabulek některé zvláštnosti a nové údaje, jak o tom již bylo v našich vědeckých časopisech pojednáno. Novým pojmem v těchto čs. růstových tabulkách je tzv. zásobová úroveň porostů definovaná výčetní plochou (při plném zakmenění) při dané střední výčetní tloušťce. První koncept růstových tabulek má údaje pro všechny absolutní bonity členěny do tří zásobových úrovní. J. H a l a j, který se zabývá podrobněji problematikou zásobových úrovní, podává v příspěvku Použitie rastových tabuliek diferencovaných podľa zásobovej úrovne výsledky svého výzkumu. Vyhodnocuje přitom dvě metody ke stanovení zásobové úrovně. První metoda je založena na podkladě zjištění některých porostních veličin (výčetní plocha, zakmenění, střední výčetní tloušťka), k jejímž průměrným hodnotám se určí stupeň zásobové úrovně z grafu. Druhá metoda je založena na vyhodnocení stanovištních faktorů a jako příklad se v práci odvozuje stupeň zásobové úrovně pro smrk v závislosti na typologických jednotkách — souboru lesních typů a růstových oblastí.

Otázka provozních cílů z hlediska biologického a ekonomického, ale také s ohledem na provozně technické požadavky se stala v posledních letech předmětem biometrického výzkumu a hospodářskoúpravnických i provozních rozborů. Biometrickým výzkumem problematiky smíšených porostů a stanovením biologicky a ekonomicky zdůvodněných provozních cílů se zabývají pracovníci lesnické fakulty VŠZ v Brně, J. D v o ř á č e k a L. P o l á k, kteří ve svém příspěvku Biometrická analýza smíšených porostů ke stanovení provozních cílů metodicky propracovali produkční efektivnost porostních směsí a jejich složek na vybraných lesních typech dubovo-bukového lesního vegetačního stupně. Výsledky tohoto výzkumu na Školním lesním podniku VŠZ v Křtinách mají být určitým podkladem pro stanovení zdůvodněné dřevinové skladby.

Prof. Dr. Ing. Václav K o r f, DrSc.

NOVÝ SPÔSOB OVEROVANIA A HODNOTENIA REPREZENTATÍVNYCH METÓD ZISŤOVANIA HMOTY PORASTOV

S. Šmelko

ŠMELKO, Š. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). *Nový spôsob overovania a hodnotenia reprezentatívnych metód zisťovania hmoty porastov*. Lesníctví, 23, 1977 (10) : 743-754.

V práci sa opisuje návrh nového systému na overovanie 6 druhov reprezentatívnych metód inventarizácie lesa. Realizácia ľubovoľného výberového plánu reprezentatívnej metódy sa robí simuláciou na samočinnom počítači. Výsledkom sú údaje o počte stromov, strednej hrúbke, kruhovej základni a hmote na jednotlivých výberových jednotkách, štatistické charakteristiky a chyby výberu voči základnému súboru. Programy sú vyhotovené v jazyku FORTRAN-TESLA. Systém je určený pre racionalizáciu vysokoškolskej výučby, odborné kurzy (tréninky) a ďalší výskum a zdokonaľovanie výberových metód. V príspevku je uvedený príklad porastového modelu (obr. 1, 2), výstupná zostava simulácie kruhových skusných plôch (tab. II) a porovnanie chýb 8 alternatív reprezentatívnych metód pri 5-násobnom opakovaní pomocou analýzy kovariancie (tabuľka III-V).

porastové modely; simulácia; analýza kovariancie

V praxi hospodárskej úpravy lesov ČSSR sa stále v širšej miere používajú na zisťovanie hmôt porastov reprezentatívne metódy, ktorých výhody sú všeobecne známe. Jedná sa o rôzne druhy pokusných plôch – pásové, kruhové a relaskopické, ku ktorým v poslednej dobe pribudla metóda stromových rozstupov. Všetky tieto metódy sú založené na princípoch štatistického výberu a pracovné postupy pri nich sú dostatočne teoreticky i prakticky zdôvodnené rozsiahlym vedeckým výskumom a dlhoročnými skúsenosťami.

Vlastná metodika československých reprezentatívnych metód zisťovania zásob porastov sa v mnohom líši od väčšiny zahraničných metód. Predovšetkým nie je schematická, ale veľmi variabilná. Nepoužíva sa iba jeden typ a rovnaká hustota a veľkosť pokusných plôch vo všetkých porastoch, ale pre každý taxovaný porast sa individuálne podľa jeho štruktúry a požadovanej presnosti inventarizácie odvodzuje optimálny plán (vytyčovací prvky) výberu. Pre stanovenie minimálneho potrebného rozsahu výberu (počtu pokusných plôch, meračských stanovísk) treba v poraste odhadnúť stupeň rozrôznenosti zásoby, resp. stromových rozstupov. Pre voľbu optimálnej veľkosti výberovej jednotky, napr. šírky pásov, výmery kruhov, veľkosti zámernej úsečky relaskopu je rozhodujúca hustota, t. j. počet stromov porastu na ha. Pre optimálne rozmiestenie výberových jednotiek, napr. smer vedenia pásov, je potrebné poznať trendy zmien porastovej štruktúry po ploche porastu. Takýto postup umožňuje na jednej strane dobre zladať požiadavky na hospodárnosť a presnosť inventarizácie

v každom jednotlivom poraste, na druhej strane kladie zvýšené nároky na teoretickú i praktickú prípravu pracovníkov, ktorí tieto práce vykonávajú, resp. plánujú.

Pre základnú prípravu kádrov a ich ďalšie doškolovanie (praktické tréningy) je veľmi užitočné a pre rozličné potreby výskumu dokonca nevyhnuté overovať a hodnotiť do akej miery výsledky naplánovaného a uskutočneného výberu reprezentujú celý základný súbor (porast), či sa skutočná chyba určenia hmoty nachádza v rámci dovolenej odchýlky, ktorá reprezentatívna metóda dáva pri danej porastovej štruktúre presnejšie výsledky, aký vplyv na presnosť výberu majú rôzne znaky štruktúry porastu ap. Takéto overovanie sa dosiaľ robilo obyčajne tak, že sa hmota porastu zistila dvojako – celoplošným priemerovaním a skúšanou reprezentatívnou metódou podľa zvoleného výberového plánu a výsledky sa navzájom porovnali. To však malo veľké nevýhody. Meranie a nadvážujúce výpočty boli veľmi nákladné a prácne. Pritom hodnovernosť overenia nebola dostačujúca, pretože výsledky merania obidvoch metód boli nutne zaťažené celým radom neodstrániteľných náhodných chýb (Korí a kol. 1972, Šmelko 1968) a všetky tieto chyby sa neoprávnene pripisovali jednostranne len reprezentatívnej metóde.

Rozvoj kybernetických metód a výpočtovej techniky umožňuje aj túto problematiku podstatne zrationalizovať a výsledky spresniť. V príspevku je navrhnutý nový systém overovania a hodnotenia výberových metód inventarizácie zásob porastov, pri ktorom sa ako základné súbory používajú porastové modely a výberový plán spolu so všetkými potrebnými výpočtami sa realizuje na samočinnom počítači.

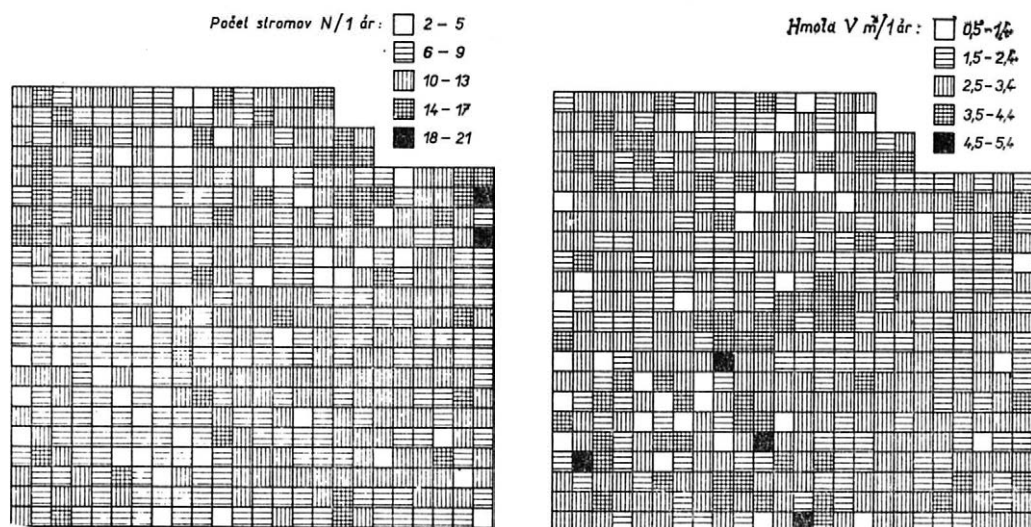
PORASTOVÉ MODELÝ

Porastový model pre uvedený účel predstavuje súbor stromov s typickou štruktúrou, t. j. s určitým typom frekvenčnej krivky hlavných taxáčnych veličín (hrúbky, výšky, hmoty) ako aj horizontálneho a vertikálneho rozmiestnenia stromov po ploche. Dôležitou podmienkou je, aby poloha všetkých stromov na ploche bola vhodne fixovaná, napr. pomocou súradníc pravouhlej sústavy X , Y . Taký porastový model možno vytvoriť v podstate dvojakým spôsobom – empiricky a teoreticky.

Empirický (reálny) porastový model sa získa založením veľkej výskumnej plochy (5–10 ha) v konkrétnom poraste. Všetky stromy sa priebežne očísľujú, ich situácia sa zachytí na súradnice v pravouhlej sústave X , Y a zistia sa na nich potrebné taxáčne veličiny (drevína, hrúbka, výška, hmota, prípadne aj ďalšie). Všetky tieto údaje sa zaznamenávajú na vhodné médium pre samočinný počítač – magnetickú pásku alebo disk a skladujú sa potom ako trvalý základný súbor (banka údajov). Vhodné je urobiť aj ďalšiu dokumentáciu, a to stereoskopické letecké a terestrické snímky. Prvé názorne ukazujú premenlivosť porastovej štruktúry po ploche, druhé vnútornú porastovú výstavbu na rozličných miestach v poraste. To má veľký význam najmä pre využívanie modelu v budúcnosti, keď sa pôvodné porastové pomery už značne zmenia. Takéto empirické modely treba samozrejme založiť pre rozličné typy porastov čo do drevinového zloženia, veku, stupňa rozrôznenia ap. To vyžaduje

väčšie časové a finančné náklady ako jednoduché vypriemerkovanie porastu pre spomínaný klasický spôsob overovania metód, avšak má zároveň veľa výhod. Úplne odstraňuje akékoľvek chyby merania, lebo sa stále (v základnom súbore i vo výbere) operuje s tými istými údajmi o stromoch, model sa môže využívať veľmi veľa krát bez obmedzenia a dajú sa v ňom zistiť všetky znaky štruktúry, dôležité pre plánovanie a hodnotenie reprezentatívnych metód.

Teoretický (umelý) porastový model sa môže získať realizáciou matematického modelu vyjadrujúceho zákonitosť rozmiestnenia stromov v poraste. Takýto model je oproti predchádzajúcemu empirickému modelu výhodnejší, pretože nevyžaduje nákladné merania a môže sa odvodiť pre jednoznačne definované typy porastových štruktúr, napr. pre rovnové alebo výberkové porasty, jednotlivé a skupinové zmiešanie drevín, rovnomerné, náhodné alebo systematické zmeny v hustote, hrúbkach, hmote stromov ap. Vlastná konštrukcia modelu je však veľmi zložitá. Zákonitosti frekvenčných kriviek hlavných taxačných veličín stromov v základných typoch porastov sú síce už pomerne dobre známe a mate-



1. Rozdelenie počtu stromov N na 1-árových plôškach, porastový model IV (Kováčová). — Distribution of the number of trees (N) on 1-are plots, stand model IV (Kováčová)

2. Rozdelenie hmoty stromov V v m^3 na 1-árových plôškach, porastový model IV (Kováčová). — Distribution of the volume of trees V in m^3 on 1-are plots, stand model IV (Kováčová)

maticky formulované, ale zákonitosti rozmiestnenia stromov v porastovom priestore (horizontálne a vertikálne) sú zatiaľ ešte iba v štádiu výskumu alebo vo forme čiastkových výsledkov.

Podľa dostupných prameňov boli dosiaľ pre účely overovania reprezentatívnych metód použité iba porastové modely prvého typu, v Európe napr. Schöpferom (1970). My sme pre potreby výučby a výskumu od r. 1969 založili postupne väčšiu sieť empirických porastových modelov

v obvode Školského lesného podniku VŠLD vo Zvolene (Š m e l k o 1976). Na obr. 1 a 2 sú uvedené niektoré údaje z modelu č. IV (Kováčová), ktorý bude slúžiť ako príklad. Jedná sa o porast, ktorého taxačné charakteristiky sú tieto: výmera 5,00 ha, drevina dub, vek 55 rokov, stredná hrúbka 18 cm, stredná výška 19 m, počet stromov 944 na ha, kruhová základňa 25,6 m² na ha, hmota 265 m³ na ha. Z obrázkov názorne vidieť premenlivosť počtu stromov N a hmoty V súborov na malých jednoárových ploškách po poraste. Aj okulárne možno postrehnúť, že variabilita počtu stromov je väčšia ako variabilita hmoty a dokazujú to aj hodnoty variačných koeficientov: $v_N = 33,2 \%$, $v_V = 29,5 \%$. Pre aplikáciu reprezentatívnych metód je zvlášť dôležité, aby zmeny v štruktúre porastu boli náhodilé, nie systematické. O tom sa v danom porastovom modeli môžeme presvedčiť tak, že zistíme ako sa bude meniť variabilita uvedených taxačných veličín, keď sa stromy na jednoárových ploškách postupne zoskupia do väčších súborov, napr. do plôšok stále 2-krát väčších – 2, 4, 8 a 16-árových. Ak je rozmiestnenie stromov po poraste skutočne náhodné, mali by sa rozdiely medzi hodnotami počtu stromov a hmoty stále viac navzájom vyrovnávať a pôvodný variačný koeficient pre jednoárové plošky v_1 by sa mal pri 2, 4, 8 a 16-árových ploškách znižovať podľa vzťahu

$$v_k = \frac{v_1}{\sqrt{k}}, \quad (1)$$

kde k je násobok zväčšenia 1-árovej plošky. V tabuľke I sú vypočítané jednak skutočné variačné koeficienty v_s pre súbory stromov na 1, 2, 4, 8 a 16-árových ploškách, jednak zodpovedajúce teoretické hodnoty v_t . Vidieť, že znižovanie v_V sa dosť dobre zhoduje s teoretickým poklesom, ale pokles v_N je oveľa miernejší. To znamená, že v danom porastovom modeli možno rozmiestnenie hmoty stromov po ploche považovať za náhodilé, ale v rozdelení počtu stromov sa prejavujú určité systematické trendy. Z údajov v tabuľke možno určiť tiež variačné koeficienty počtu stromov a hmoty pre 25-stromové pokusné plochy, ktoré sa považujú za optimálne: $v_N = 25 \%$, $v_V = 19 \%$, čo podľa u nás používaných stupníc zodpovedá 2. stupňu rozrôznenia počtu stromov (P r i e s o l 1970) a 1. stupňu rozrôznenia hmoty (Š m e l k o 1968).

I. Skutočné a teoretické variačné koeficienty počtu stromov N a hmoty V na 1, 2, 4, 8 a 16-árových ploškách v empirickom porastovom modeli IV. — Actual and theoretical variance coefficients of the number of trees N and volume V on 1, 2, 4, 8, and 16-are plots in empirical stand model IV

Veľkosť plôšok		Počet plôšok	Variačné koeficienty (%)				Indexy		
áre	počet stromov		v_N	v_t	v_V	v_t	v_N	v_V	v_t
1	9	512	33,2	33,2	29,5	29,5	100	100	100
2	19	256	26,7	23,6	21,1	20,9	81	72	72
4	38	128	22,3	16,6	14,6	14,7	67	50	50
8	75	64	18,2	11,6	11,2	10,3	55	38	35
16	151	32	14,3	8,3	8,7	7,4	43	29	25

REALIZÁCIA VÝBEROVÉHO PLÁNU SIMULÁCIOU NA SAMOČINNOM POČÍTAČI

Keď je k dispozícii porastový model so známym geometrickým rozmiestnením stromov po ploche, možno zvolený výberový plán pokusných plôch uskutočniť simuláciou (napodobením) merania na samočinnom počítači. Pre tento účel sme vypracovali (Šmelko, Burgan 1975) súbor programov pre samočinný počítač TESLA 270 v programovacom jazyku FORTRAN IV. Programy simulujú týchto 6 reprezentatívnych metód zisťovania zásob porastov:

- pásové pokusné plochy o ľubovoľnej šírke,
- kruhovité pokusné plochy s konštantným polomerom,
- kruhovité pokusné plochy s variabilným polomerom (so zvoleným rovnakým počtom stromov),
- relaskopické pokusné plochy pre všetky možné zámerné úsečky,
- stromové rozstupy od zvoleného bodu,
- stromové rozstupy od zvoleného stromu.

Pri každej metóde je možné vykonať simuláciu vo dvoch alternatívach: s rovnomerným systematickým rozmiestnením výberových jednotiek (pokusných plôch) po ploche, tak ako sa to robí v praxi ÚHÚL, alebo s náhodným, ľubovoľne zvoleným rozmiestnením.

Pri použití projektu stačí zadať základné údaje výberového plánu stanovené podľa známej metodiky (napr. Šmelko 1968, Priesol 1970, ÚHÚL 1971, Korf a kol. 1972). Sú to predovšetkým súradnice X , Y stredov výberových jednotiek; pri rovnomerne systematickom rozmiestnení sú definované iba súradnicami prvej jednotky X_1 , Y_1 a odstupovou vzdialenosťou O (súradnice ďalších jednotiek si odvodí počítač), pri náhodnom rozmiestnení sa musia udať súradnice všetkých výberových jednotiek ($X_1, Y_1, \dots, X_n, Y_n$). Tým je zároveň daný rozsah výberu n (počet výberových jednotiek). Ďalšími vstupnými údajmi sú údaje o veľkosti výberovej jednotky, napr. šírka pásových skusných plôch, polomer konštantných kruhov, počet stromov na variabilných kruhoch, zámerná úsečka relaskopu, druh a poradie stromového rozstupu ako aj počet priemerovaných stromov na stanovisku. Všetky tieto údaje sa zapisujú do špeciálneho tlačiva pre zadanie simulácie. Samočinný počítač vykoná potom všetky ostatné meračské aj výpočtové práce:

vyhľadá stredy výberových jednotiek a vyberie stromy patriace do pokusnej plochy; keď pokusná plocha padne na hranicu porastového modelu posunie ju dovnútra porastu;

určí základné taxačné veličiny pre každú výberovú jednotku: počet stromov, strednú hrúbku, kruhovú základňu a hmotu;

vypočíta štatistické charakteristiky týchto veličín pre všetky výberové jednotky (celý výber): aritmetický priemer, smerodajnú odchýlku, variačný koeficient a štatistickú strednú chybu výberového priemeru;

porovná výsledky výberu s údajmi základného súboru (porastového modelu), určí skutočné chyby výberu a vykoná štatistické testy ich náhodnosti;

výsledky simulácie vytlačí v prehľadnej tabuľkovej zostave.

Simulácia výberových metód inventarizácie lesa

Simulácia č.: 1

Zadávatel': Katedra HÚL

Porastový model č.: IV. Názov: Kováčová

Výmera 5,00 ha

Kruhové skusné plochy s konštantným polomerom

Výberový plán

Spôsob výberu: rovnomerný systematický so zadanými súradnicami pre prvý výberovú jednotku

Veľkosť kruhu: polomer $r = 8,20$ m, výmera $p = 2,11$ ár

Súradnice stredu prvého kruhu: $K = 24,00 \text{ m}$, $Y = 12,00 \text{ m}$

Odstupová vzdialenosť: $O = 46,00 \text{ m}$

Výsledky na výberových jednotkách

Číslo v. j.	Súradnice			Dub na ha		Číslo v. j.	Súradnice			Dub na ha	
	X	Y	N	G	V		X	Y	N	G	V
1	24,00	12,00	1468	32,6	315,6	13	116,00	104,00	1183	34,4	361,1
2	24,00	58,00	757	24,4	261,3	14	116,00	150,00	1136	23,7	225,9
3	24,00	104,00	710	26,2	290,0	15	116,00	196,00	994	25,5	257,1
4	24,00	150,00	1183	28,3	282,6	16	162,00	12,00	1326	26,2	249,1
5	24,00	196,00	1515	37,2	376,3	17	162,00	58,00	899	24,1	250,9
6	70,00	12,00	615	17,0	176,1	18	162,00	104,00	899	28,6	304,4
7	70,00	58,00	521	21,4	237,7	19	162,00	150,00	1089	29,2	307,6
8	70,00	104,00	710	24,1	291,7	20	162,00	191,00	1420	29,2	279,7
9	70,00	150,00	899	25,3	262,2	21	208,00	12,00	947	23,3	232,5
10	70,00	196,00	899	23,7	243,6	22	208,00	58,00	994	27,2	284,4
11	116,00	12,00	947	30,9	330,5	23	208,00	104,00	899	24,4	252,9
12	116,00	58,00	970	24,1	243,7	24	208,00	150,00	1207	32,1	335,9

Intenzita výberu = 10,1 %

Štatistické charakteristiky výberu

Charakteristika	N na ha	G na ha m^2	V na ha m^3	$d_{1,3}$ cm
Aritmetický priemer $\bar{y}$	1008	26,8	277,2	17,5
Smerodajná odchýlka s_y	255,2	4,35	44,9	1,5
Variačný koeficient v_y	25,3	16,3	16,2	8,4
Stredná chyba aritmetického priemeru absolútna $s\bar{y}$	50,4	0,86	8,87	0,29
Stredná chyba aritmetického priemeru relatívna $v\bar{y}$	5,00	3,21	3,20	1,66

Porovnanie výsledkov výberu voči základnému súboru

	N na ha	G na ha m^2	V na ha m^3	$d_{1,3}$ cm
Základný súbor	444,0	25,9	264,8	17,7
Výberový súbor	1007,9	26,8	277,2	17,5
Chyba absolútna $\Delta\bar{y}$	63,9	0,90	12,4	-0,2
Chyba relatívna $\Delta\bar{y}\%$	6,77	3,46	4,68	0,94
Test t	1,35	1,08	1,46	0,57

Praktická ukážka výsledku jednej simulácie kruhových pokusných plôch s konštantným polomerom v porastovom modeli IV. je v tabulke II.

Opísaná simulácia veľmi racionalizuje a zefektívňuje overovanie výberových metód inventarizácie. Úplne nahradí meranie v teréne, odstraňuje možnosť vzniku akýchkoľvek chýb a je veľmi rýchla. Meračské a výpočtové práce, ktoré by dvaja až traja pracovníci robili klasickým spôsobom minimálne 3 dni sa novým spôsobom vykonajú za 3 až 6 minút (čo pri bežnej sadzbe 1800 Kčs za hodinu strojového času predstavuje maximálne 180 Kčs.

HODNOTENIE VÝSLEDKOV SIMULÁCIE

Výsledky získané simuláciou sa môžu zhodnotiť z viacerých hľadísk a využiť na rozmanité účely.

Keď chceme napr. pri výučbe alebo praktických tréningoch overiť, či bol podľa zadanej presnosti inventarizácie dobre zostavený výberový plán príslušnej reprezentatívnej metódy, za podklad pre hodnotenie slúžia tieto údaje:

a) rozdiel medzi predpokladaným a skutočne dosiahnutým variačným koeficientom v_v jednotlivých taxačných veličín ukazuje, ako presne sa podarilo pri plánovaní odhadnúť stupeň rozrôznenia taxačných veličín (najmä hmoty) v porastovom modeli. Pre náš príklad v tabulke II bol s_N a s_v predpokladaný 25 a 19 % a dosiahnutý 25,3 % a 16,2 %, čo je dosť dobrá zhoda.

b) rozdiel medzi zadanou presnosťou a skutočne dosiahnutou strednou chybou výberového priemeru $v_{\bar{y}}$ ukazuje, či bol dosiahnutý predpísaný rámec chýb (t. j. či počet a veľkosť skusných plôch bol pre daný prípad optimálny), resp. aký rámec chýb s pravdepodobnosťou 68 % pri danom výberovom pláne v dotýčnom type porastu skúšaná metóda poskytuje. V našom prípade je $v_{\bar{N}} = 5,0$ % a $v_{\bar{v}} = 3,2$ %.

c) skutočné chyby $\Delta \bar{y}$ % udávajú rozdiel výsledku (aritmetického priemeru získaného výberom voči „presnej“ hodnote základného súboru.

III. Výsledky 5-krát opakovanej simulácie 8 variantov reprezentatívnych metód stredná chyba určenia hmoty v_v %. — Results of a simulation repeated 5 times of X — intensity of sampling %, Y — mean error of volume determination v_v %

Opakovanie <i>i</i>	Pásky 10 m		Pásky 8 m		Pásky 6 m		Kruhy konštatované $r = 8,2$ m	
	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y
1	8,8	1,3	9,9	3,0	10,1	3,6	10,1	3,2
2	8,8	3,5	9,9	1,9	10,1	4,2	10,1	3,5
3	8,8	6,3	9,9	2,3	10,1	2,8	10,1	2,4
4	9,5	0,7	10,2	3,7	10,6	2,8	10,1	3,0
5	9,6	2,7	10,6	3,4	10,6	5,4	10,1	3,1
Priemer	9,1	2,9	10,1	2,9	10,3	3,8	10,1	3,0

Ich znamienko a veľkosť môžu byť mierou náhodnosti chýb, pretože podľa teórie náhodného výberu majú mať skutočné chyby $\Delta \bar{y}$ % v rámci štatistických chýb $v\bar{y}$ zákonitě rozdelenie, čo sa dá overiť Studentovým testom. Ak

$$t = \frac{\bar{y}^0\%}{v\bar{y}} < t_{\alpha, f} \quad (2)$$

skutočná chyba má s $P = 100 (1 - \alpha)$ – percentnou spoľahlivosťou náhodný charakter, v opačnom prípade sa jedná o odchýlku systematickú a treba hľadať jej príčiny a zdôvodnenie. V našom prípade je $t_N = 1,35$ a $t_v = 1,46$, obidve tieto hodnoty sú menšie ako kritická hodnota $t_{0,05(23)} = 2,069$, predpoklad (2) je splnený.

Ak sa má porovnať dosiahnutá presnosť rozličných druhov reprezentatívnych metód, za podklad sa môžu použiť údaje o chybách štatistických alebo skutočných. Kvôli zovšeobecneniu je potrebné simuláciu napláňovať tak, aby výsledky boli porovnateľné a skúšky opakovať vo väčšom počte variantov. V tabuľke III sú ako príklad takéhoto riešenia uvedené výsledky 5-krát opakovaných simulácií 8 alternatív reprezentatívnych metód v porastovom modeli IV pri zhruba rovnakej intenzite výberu (10 % počtu stromov), ale vždy s iným rozmiestnením výberových jednotiek po ploche. Aj napriek pozornému plánovaniu, intenzita výberu X nie je pri každej metóde a opakovaní úplne rovnaká, kolíše v rozpätí 8,8–11,0 %, čo môže do určitej miery vplývať na presnosť výberu. Preto získaný súbor chýb Y treba navzájom porovnať tak, aby sa tento vplyv X vylúčil. Na to sa veľmi dobre hodí testovacia metóda analýzy kovariancie, ktorá je kombináciou analýzy variancie a analýzy regresie. Jej podstata a výpočtový postup je opísaný vo viacerých dostupných príručkách štatistických metód (napr. Weber 1967, Šmelko, Wolf 1977). Pre náš súbor hodnôt X, Y z tabuľky III vytvoríme najprv potrebné súčty štvorcov odchýlok S_x, S_y , súčty súčinov odchýlok S_{xy} a príslušné rozptyly s^2 od priemerov v celom súbore, medzi porovnávanými reprezentatívnymi metódami a v rámci jednotlivých metód (opakovaní) – tabuľka IV. Z jednoduchšej analýzy variancie pre veličinu X a Y dostaneme

v empirickom porastovom modeli IV (Kováčová): X – intenzita výberu %, Y – 8 variants of representative methods in empirical stand model IV (Kováčová):

Kruhy variabilné 25 – stromové		Relaskop $c = 1,35$		Stromové rozstupy od bodu b_3		Stromové rozstupy od stromu a_3	
X	Y	X	Y	X	Y	X	Y
9,5	3,6	10,7	2,8	10,1	3,1	10,1	3,1
9,5	4,2	10,6	3,1	10,1	3,1	10,1	3,2
9,8	3,9	10,6	3,1	10,1	3,1	10,1	3,0
10,3	3,1	11,0	2,7	10,1	3,1	10,1	3,2
9,8	3,3	10,6	3,2	10,1	3,1	10,1	3,1
9,8	3,6	10,7	3,0	10,1	3,1	10,1	3,1

$$F_x = \frac{1,0239}{0,0624} = 16,40 \geq F_{0,01(7,32)} = 3,26$$

$$F_y = \frac{0,5571}{0,8756} = 0,64 < F_{0,05(7,32)} = 2,32$$

Hodnota testovacieho kritéria F_x vysoko prekračuje kritickú hodnotu $F_{0,01}$ a potvrdzuje, že medzi použitými intenzitami výberu X pri skúšaných metódach sú rozdiely štatisticky veľmi významné. Naproti tomu rozdiely medzi chybami metód Y môžeme hodnotiť ako štatisticky nevýznamné, lebo vy-

IV. Analýza variance a kovariance X, Y. — Analysis of variance and covariance X, Y

Variancia	S_y	S_x	S_{xy}	f	s_x^2	s_y^2
Celková	9,1653	31,9197	-0,8770	39		
Medzi metódami	7,1675	3,8997	0,6304	7	1,0239	0,5571
V rámci metód (reziduálna)	1,9978	28,0200	-1,5073	32	0,0624	0,8756

počítaná testovacia charakteristika F_y je oveľa menšia ako $F_{0,05}$. V tomto závere o chybách Y nie je však ešte zohľadnená rozdielnosť v intenzitách výberu X.

Vplyv X na Y sa odstráni zavedením lineárnej regresie $\hat{Y} = f(X)$ a vykonaním ďalšej analýzy, a to analýzy variance odchýlok Y okolo regresnej priamky $\hat{Y}$. Pomocné súčty sa určia podľa vzťahu

$$S_{y \cdot x} = S_y - \frac{(S_{xy})^2}{S_x} \quad (3)$$

$$F_{y \cdot x} = \frac{0,7076}{0,8672} = 0,82 < F_{0,05(7,31)} = 2,33.$$

To znamená, že ani po vylúčení vplyvu rozličných intenzít výberu sa vykonaným pokusom nepotvrdila rozdielnosť medzi skúšanými reprezentatívnymi metódami. Jednotlivé hodnoty chýb $v\bar{v}$ medzi porovnávanými metódami kolíšu menej ako v rámci tej istej metódy (pri viacnásobnom

V. Analýza variance odchýlok Y od regresie $\hat{Y} = f(X)$. — Analysis of variance of deviations Y from regression $\hat{Y} = f(X)$

Odchýlka od regresie	$S_{y \cdot x}$	f	$s_{y \cdot x}^2$
Celková	31,8358	38	
Medzi metódami	4,9530	7	0,7076
V rámci metód (reziduálna)	26,8828	31	0,8672

opakovaní výberu). Záver platí samozrejme iba pre intenzitu výberu okolo 10 % a pre porastové útvary so štruktúrou blízkou modelu, v ktorom sa skúšky vykonali.

MOŽNOSTI VYUŽITIA NÁVRHU

Opísaný spôsob overovania a hodnotenia reprezentatívnych metód zisťovania zásob porastov je vypracovaný tak, že tvorí ucelený systém a využíva sa bežne na Katedre hospodárskej úpravy lesov:

pri teoretickej a praktickej výučbe poslucháčov Lesníckej fakulty v problematike matematicko-štatistickej inventarizácie lesa,

v postgraduálnom štúdiu a v odborných kurzoch (seminároch) pre pracovníkov hospodárskej úpravy lesov,

vo vlastnom výskume a ďalšom zdokonaľovaní reprezentatívnych metód.

Predstavuje podstatný prvok modernizácie a racionalizácie pedagogického procesu, ako aj spresnenie a z hospodárnenie vedeckého výskumu.

Vypracovaný systém spolu s bankou údajov zo založených empirických porastov modelov, ktorá sa postupne rozširuje o ďalšie, je k dispozícii na riešiteľskom pracovisku pre všetkých záujemcov z lesníckej praxe i výskumu.

Došlo dne 10. 7. 1977

Literatúra

1. KORF, V. a kol.: Dendrometrie. SZN Praha, 1972
2. PRIESOL, A.: Zisťovanie zásob porastov metódou stromových rozstupov. Lesníctví 1970
3. SCHÖPFER, W.: Ein Planspiel für Forsteinrichter zur Erprobung von Stichprobenplänen und Stichprobenverfahren. Teil I.: Bestandesweise Inventur, Mitteilungen der B.-W. Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt, Heft 20, Nr. 2/1970
4. ŠMELKO, Š.: Matematicko-štatistická inventarizácia zásob lesných porastov. Vydavateľstvo SAV, Bratislava 1968
5. ŠMELKO, Š. — BURGAN, K.: Simulácia výberových metód inventarizácie lesa na samočinnom počítači. Záverečná správa výskumnej úlohy, VŠLD Zvolen, 1975
6. ŠMELKO, Š.: Sieť pokusných plôch pre demonštráciu a overovanie reprezentatívnych metód inventarizácie lesa. Záverečná správa výskumnej úlohy, VŠLD Zvolen, 1976
7. ŠMELKO, Š. — WOLF, J.: Štatistické metódy v lesníctve. Príroda Bratislava, 1977
8. WEBER, E.: Grundriss der Biologischen Statistik. Stuttgart 1967.
9. Ústav pre hospodársku úpravu lesov: Pracovné postupy ÚHÚL, Zvolen, 1971

ШМЕЛКО Ш. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). Новый способ испытания и оценки репрезентативных методов определения массы лесонасаждений. Lesnictví 23, 1977 (10): 743-754.

В работе приводится проект новой системы испытания 6 видов репрезентативных методов инвентаризации лесов: ленточных опытных площадей любой ширины, площадей поперечного сечения — как постоянных, так и временных, а также реляскопический метод и метод расстояний между стволами, измеряемых либо от выбранной точки, либо от ствола. Основными совокупностями для испытаний служат эмпирические древесные модели, представленные крупными пробными площадями, на которых деревья расположены прямоугольной координатной сетью. Данные о деревьях записаны на магнитных лентах и хранятся как банк данных. Неограниченный выборочный план репрезентативного метода проводится с помощью симуляции на ЭВМ, в результате чего поступают данные о количестве

деревьев, среднем диаметре, площади поперечного сечения и массе на выборочных единицах, статистические характеристики и ошибки выбора по отношению к генеральной совокупности. Программы составлены на языке ФОРТРАН-ТЕСЛА. Система предназначена для рационализации вузовского обучения, для специальных курсов, совершенствования выборочных методов. В статье приводятся модель (рис. 1, 2) насаждений, выходная система симуляции опытных площадей с поперечным сечением (табл. II), сравниваются ошибки 8 альтернатив репрезентативных методов при 5-кратной повторности с помощью анализа ковариации (табл. III–V).

древесные модели; симуляция; анализ ковариации

ŠMELKO, Š. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). *A New Method of Testing and Evaluating Representative Methods of Determining the Stand Volume*. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 743-754.

A proposal of a new system was described for testing 6 representative methods of forest inventories, i. e. for strip sample plots of optional width, constant and variable circular sample plots, the mirror relascope method and the method of tree spacings measured either from a chosen point or tree. The basic sets for the testing were empirical stand models represented by large experimental areas on which the position of trees over the area were given in a rectangular coordinate net. Data about the trees are recorded on magnetic tapes and stored as a data-bank. The realization of an optional sampling plan of the representative method is performed by simulation on a computer. The results are data on the number of trees, mean diameter, stand basal area and volume on the individual sampling units, statistical characteristics and sampling errors as compared with the basic set. Programmes were written in FORTRAN-TESLA. The system is designed for the rationalization of university and college education, special courses (trainings) and further research and improvement of the sampling methods. An example of a stand model (Figs. 1, 2) is given, the output set of simulation of circular sample plots (Tab. II), and comparison of errors of 8 alternatives of representative methods with a five-fold repetition using covariance analysis (Tabs. III–V).

stand models; simulation; covariance analysis

ŠMELKO, Š. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). *Mode nouveau de vérification et d'estimation des méthodes représentatives d'identification du volume sur pied des peuplements*. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 743-754.

Dans le travail on donne la description d'un projet du système nouveau destiné à la vérification de six genres de méthodes représentatives d'inventaire de la forêt, et cela pour les parcelles d'une largeur arbitraire, pour les parcelles d'essai circulaires, constantes ou variables, pour la méthode relascopique et la méthode des intervalles entre deux tiges, ceux-ci mesurés à partir bien de l'arbre choisis. Comme populations de base servent pour la vérification les modèles de peuplement empiriques, représentés par les grandes parcelles de recherche, sur lesquelles la répartition des arbres est interceptée sur un réseau rectangulaire de coordonnées. Les données, relatives aux arbres, sont enregistrées sur les bandes magnétiques et stockées dans la banque des données. La réalisation du plan arbitraire choisi a lieu en procédant à la simulation sur l'ordinateur. Comme résultat on obtient les données concernant le nombre des arbres, le diamètre moyen, la surface terrière et le volume sur les unités sélectionnées particulières, les caractéristiques statistiques et les erreurs de sélection à l'égard de la population principale. Les programmes sont réalisés en langue FORTRAN-TESLA. Le système est destiné à la rationalisation de l'enseignement supérieur, aux cours spéciaux (entraînements) et à la recherche ultérieure et au perfectionnement des méthodes de sélection. Dans la contribution est signalé l'exemple d'un modèle de peuplement (figures 1, 2), puis le système de sortie de la simulation des parcelles d'essai circulaires (tabl. II) et la comparaison des erreurs de huit alternatives des méthodes représentatives, lorsqu'on procède à la répétition quintuple à l'aide de l'analyse de covariance (tabl. III–V).

Adresa autora:

Prof. Ing. Štefan Šmelko, DrSc., Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen

BIOMETRICKÝ VÝZNAM PLOCHY KAMBIA KMENŮ LESNÍCH STROMŮ A JEJÍ VZTAH K ZÁKLADNÍM TAXAČNÍM VELIČINÁM

V. Korf

KORF, V. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). *Biometrický význam plochy kambia kmenů lesních stromů a její vztah k základním taxačním veličinám*. Lesnictví, 23, 1977 (10): 755–774.

Autor zkoumal na poměrně rozsáhlém empirickém materiálu ze dvou výzkumných ploch, z nichž každá měla výměru 0,5 ha, základní vztahy plochy kambia kmenů k taxačním veličinám (výčetní tloušťce d , výšce h , objemu kmenů v). Za tím účelem byly všechny kmeny na obou výzkumných plochách analyzovány a zjištěny všechny potřebné dendrometrické údaje. Jedna výzkumná plocha byla založena v 70letém stejnověkovém smrkovém porostu o 504 kmelech, druhá v 53letém borovém porostě s 589 kmeny. Na podkladě zjištěných dendrometrických údajů byly vyšetřeny regresní vztahy mezi kambiální plochou P a základními taxačními veličinami d , h , v . Regresní vztahy kambiální plochy k výčetní tloušťce $P = f(d)$ jsou prokazatelně lineární. Ostatní vztahy $P = f(h)$, $P = f(v)$ jsou křivočaré. Také regresní vztah běžného objemového přírůstu ke kambiální ploše $i_v = f(P)$ je křivočarý. Nelineární vztahy se dají vyjádřit poměrně jednoduchou mocninovou rovnicí. Všechny výpočty jsou sestaveny do příslušných tabulek a vyjádřeny graficky.

biometrie; kambium; smrk; borovice

Je obecně známo, že „kambium“ je meristematické pletivo mezi dřevem a lýkem, které každoročně vytváří dřevní a lýkové pláště, a to na kmeni, větvích a kořenech. Je tedy kambium vlastní podstatou růstu stromů a jeho periodická činnost má zásadní význam pro tvorbu přírůstu.

Připomínám, že název „kambium“ podle K. Kaviny (1932) pochází z počátku minulého století od Ch. F. Mirabela. Vzhledem k jeho důležitosti zabývala se anatomickou stavbou a fyziologickou funkcí kambia za posledních 100 roků řada botaniků i lesníků. Právý význam kambia pro růst stromů objasnil roku 1873 H. Sanio, který vyslovil hypotézu o funkci iniciálních buněk. Tento názor podporovala řada badatelů, v poslední době zejména M. W. Bannan (1962). Blížší pojednání o celé problematice kambia a jeho činnosti je v obsáhlé kolektivní práci T. T. Kozlowského (1962).

Z hlediska biometrického je jasné, že kvantitativní rozsah kambiální plochy, tj. v podstatě rozsah povrchu kmene bez kůry je nejdůležitější pro tvorbu přírůstu. Kambiální plocha kmenů lesních stromů je v poměrně úzké závislosti také k ostatním základním taxačním veličinám, tj. k výčetní tloušťce, výšce a objemu kmene. V našem výzkumu jsme se na podkladě poměrně rozsáhlého empirického materiálu zabývali těmito regresními vztahy se zvláštním zřetelem ke kmenovému běžnému přírůstu i_v .

Na podkladě plochy kambia navrhl metodu ke stanovení běžného přírůstu lesních porostů N. P. Anučin (1959).

Teoreticky by bylo možno stanovit plochu povrchu kmene bez kůry za předpokladu, že kmen je rotační těleso s obrysou křivkou

$$y = f(x),$$

kde y — poloměr kmene,
 x — jeho vzdálenost od počátku.

Za tohoto předpokladu se matematicky stanoví element povrchové křivky

$$ds = \sqrt{dx^2 + dy^2} = \sqrt{1 + y'^2} dx,$$

kde y' — prvá derivace k funkci $y = f(x)$.

Vynásobením tohoto výrazu obvodem $2\pi y$ obdržíme element povrchové plochy $dP = 2\pi y ds = 2\pi y \sqrt{1 + y'^2} dx$ a z toho pak celý povrch P o délce l je

$$P = 2\pi \int_0^l y \sqrt{1 + y'^2} dx.$$

Tento teoretický vzorec by bylo možno použít za předpokladu znalosti rovnice obrysové křivky

$$y = f(x),$$

kteřá však u kmenů lesních stromů je variabilní a často složitá.

Pro výpočet kambialní plochy použil N. P. Anučin u své metody pro stanovení hmotového přírůstu údajů růstových tabulek Vargas de Bedemarových pro borové normálně zakmeněné porosty. Z těchto tabulek stanovil výčetní tloušťku středního kmene s kůrou. Po odečtení průměrné dvojnásobné tloušťky kůry odvodil výčetní tloušťky b. k.

a z nich pak pomocí tvarových kvocientů $q = \frac{d_{1/2}}{d_{1/3}}$ tloušťky v polovině výšky kmenů.

Povrch středního kmene b. k. je pak přibližně $P = \pi d_{1/2} h$ a povrch všech kmenů na 1 ha o počtu N je

$$\sum_{i=1}^N P_i = N\pi d_{1/2} h,$$

kde $d_{1/2}$ — tloušťka b. k. v polovině výšky středního kmene,
 h — výška středního kmene.

I. Povrchové plochy kmenů bez kůry borových normálně zakmeněných porostů podle N. P. Anučina. — Surface areas of stems without bark of normally stocked pine stands according to N. P. Anuchin

Bo- nita	Věk porostů — roků											Prů- měr
	40	50	60	70	80	90	100	110	120	130	140	
	povrchová plocha kmenu (b. k.) — v tis. m ²											
I	8,0	7,3	8,1	7,7	7,7	7,8	7,7	7,5	7,7	7,7	7,7	7,7
II	6,6	7,1	7,5	7,5	7,2	7,3	7,6	7,6	7,6	7,6	7,6	7,5
III	5,9	6,5	7,0	7,4	6,9	6,9	6,8	6,8	6,9	6,8	6,9	6,8
IV	5,6	5,8	5,9	6,5	6,3	6,2	5,8	5,9	5,8	5,6	—	5,9
V	4,3	4,9	5,2	5,2	5,1	5,3	5,1	—	—	—	—	5,1

Vypočítané povrchové plochy b. k. všech stromů (na 1 ha) pro jednotlivé bonity a odstupňovaný věk po 10 letech N. P. Anučin tabeloval (tabulka I).

Povrchové plochy kmenů b. k. na 1 ha se postupně zvětšují do věku 60 až 70 roků, v pozdějším věku jsou stejné nebo mají mírný pokles, což je zaviněno zákonitým úbytkem stromů.

Povrchovou plochu všech kmenů použil pak N. P. Anučin k vlastnímu výpočtu běžného přírůstu, a to pomocí průměrného přírůstu tloušťkového.

V našem případě bylo k vyjádření regresních vztahů kambiální plochy k základním taxačním veličinám a k objasnění regresních závislostí běžného přírůstu ke kambiální ploše použito údajů z analyzovaných kmenů na dvou trvalých výzkumných plochách na Školním lesním podniku v Kostelci n. Černými lesy. Plochy byly založeny v roce 1965, každá měla výměru 0,5 ha a výsledky tohoto výzkumu byly v závěrečné zprávě z roku 1974. Jedna plocha byla ve smrkovém 70letém porostě v lesní části Doubravčice s celkovým počtem 504 stromy a druhá v 53letém borovém porostě v lesní části Brník s celkovým počtem 589 stromů.

Na obou plochách byly zmýceny všechny stromy a zpracovány kmenové analýzy pomocí dvoumetrových sekci. Přitom se zjišťoval i přírůst za poslední 5leté a 10leté

II. Základní veličiny z výzkumné plochy smrkové a borové (Kostelec nad Černými lesy). — Basic quantities from the spruce and pine experimental plot (Kostelec nad Černými lesy)

Počet kmenů	Věk	Kmenová hmota b. k.	Běžný přírůst roční	Kambiál- ní plocha	Průměrné údaje na 1 strom				
					kmenová hmota b. k.	přírůst	kambiální plocha	$\bar{d}$	$\bar{v}$
		m ³	m ³	m ²	m ³	m ³	m ²	cm	m
Smrk									
504	70	209,4039	6,5348	4947,2717	0,4155	0,0130	9,8160	20,31	21,3
Borovice									
589	53	103,6663	3,8758	3220,3626	0,1760	0,0066	5,4675	15,02	16,8

III. Statistické charakteristiky základních veličin na výzkumných plochách (Kostelec nad Černými lesy). — Statistical characteristics of the basic quantities on the experimental plots (Kostelec nad Černými lesy)

Smrk 504 kmeny (70 roků)	Aritm. průměr	Směro- datná od- chylka	Variační koeficient %	Borovice 589 kmenů (53 roků)	Aritm. průměr	Směro- datná od- chylka	Variační koeficient %
Kmenová hmota (m ³)	0,4155	0,215	51,6	Kmenová hmota (m ³)	0,1760	0,104	58,8
Kambiální plocha (m ²)	9,8160	3,106	31,6	Kambiální plocha (m ²)	5,4675	1,954	35,7
Roční přírůst (m ³)	0,0130	0,013	102,4	Roční přírůst (m ³)	0,0066	0,004	62,4

období. Tím se získaly všechny potřebné údaje nejen pro rozbor dané problematiky, ale i pro další biometrický přírůstový výzkum. Pokud jde o plochu kambia (plochu povrchu kmenů b. k.), bylo použito údajů ze změřených tlouštěk b. k. ve středu sekci. Všechny tloušťky a tloušťkové přírůsty byly měřeny ve dvou směrech na sebe kolmých a z nich vypočteny aritmetické průměry. Plocha kambia byla u celých dvoumetrových sekci vypočítána jako součet středních tlouštěk b. k. ve středu sekci vynásobený 2π a plocha vrcholových částí se počítala zvlášť (p_v), takže povrchová plocha jednoho kme-
ne b. k.

$$P_i = 2\pi \sum_{i=1}^n d_i + p_v,$$

kde d_i — aritmetické průměry tlouštěk b. k. ve středu n celých dvoumetrových sekci,
 p_v — plocha vrcholové části.

IV. Relativní zastoupení stromových četností a kambialní plochy v tloušťkových stupních. — Relative proportions of tree frequencies and the cambial areas in diameter grades

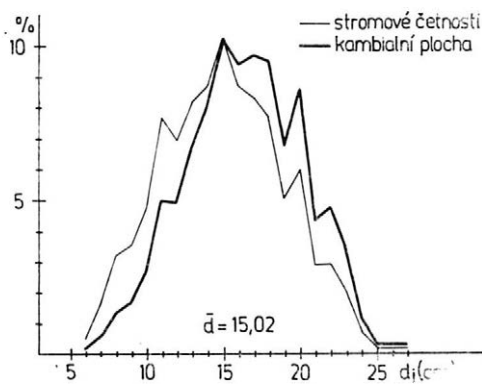
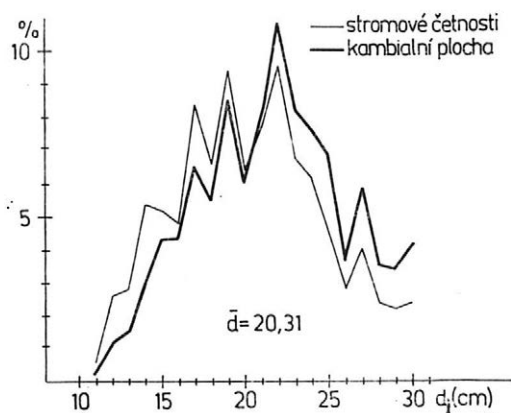
Smrk			Borovice		
d_i b. k.	relativní zastoupení		d_i b. k.	relativní zastoupení	
	strom. četností	kambialní plochy		strom. četností	kambialní plochy
cm	%		cm	%	
11	0,60	0,22	6	0,51	0,13
12	2,58	1,14	7	1,70	0,55
13	2,78	1,43	8	3,22	1,36
14	5,36	2,99	9	3,56	1,71
15	5,16	3,28	10	4,75	2,71
16	4,76	3,36	11	7,64	5,00
17	8,33	6,48	12	6,96	4,95
18	6,55	5,47	13	8,15	6,65
19	9,32	8,48	14	8,66	7,97
20	6,35	6,06	15	10,19	10,15
21	7,74	8,14	16	8,66	9,48
22	9,52	10,73	17	8,32	9,72
23	6,75	8,11	18	7,64	9,50
24	6,15	7,59	19	5,09	6,77
25	4,36	5,86	20	5,94	8,54
26	2,78	3,80	21	2,89	4,38
27	3,97	5,79	22	2,89	4,77
28	2,38	3,55	23	2,04	3,44
29	2,18	3,44	24	0,68	1,18
30	2,38	4,08	25	0,17	0,33
			26	0,17	0,37
			27	0,17	0,34
Σ	100,00	100,00	Σ	100,00	100,00

Takovýmto způsobem se zpracovaly všechny zmýcené stromy na obou výzkumných plochách.

Všechny údaje pro další zpracování byly tabelárně sestaveny při skupinovém rozdělení četností podle výčetní tloušťky s intervalem 1 cm a podle výšky s intervalem 1 m (tabulka II).

Statistické charakteristiky rozdělení četností základních veličin jsou uvedeny v tabulce III. Z ní je patrna zejména velká variabilita běžných ročních přírůstů u smrku, kde variační koeficient obnáší 102 %.

Pro další rozborů může být důležité i relativní zastoupení kambiální plochy v jednotlivých tloušťkových stupních, zejména pak ve vztahu k relativním stromovým četnostem. Pro obě dřeviny jsou relativní četnosti a relativní zastoupení kambiální plochy v tloušťkových stupních uvedeny v tabulce IV. Graficky tvoří obě relativní vyjádření (stromových četností a kambiální plochy) vzhledem k výčetní tloušťce polygony, z nichž je patrné, že do výčetní tloušťky $d_i < \bar{d}$ jsou relativní stromové četnosti větší než relativní zastoupení kambiální plochy. Pro $d_i > \bar{d}$ je tomu naopak a polygon relativního zastoupení kambiální plochy je nad polygonem relativních stromových četností. Při tloušťce $d_i = \bar{d}$ jsou teoreticky obě relativní zastoupení stejná. Je dále dokázáno, že výčetní tloušťce $\bar{d}$ odpovídá průměrná kambiální plocha P připadající na jeden kmen.



1. Smrk — relativní zastoupení stromových četností a kambiální plochy v tloušťkových stupních. — Spruce — relative proportions of tree frequencies and the cambial areas in diameter grades

2. Borovice — relativní zastoupení stromových četností a kambiální plochy v tloušťkových stupních. — Pine — relative proportions of tree frequencies and the cambial areas in diameter grades

VZTAH PLOCHY KAMBIA K HLAVNÍM TAXAČNÍM VELIČINÁM

Závislost plochy kambia na hlavních taxačních veličinách, tj. na výčetní tloušťce, výšce, kmenovém objemu, byla zkoumána na tomto poměrně rozsáhlém materiálu, jenž byl zjištěn k danému věku porostů na obou výzkumných plochách. Odvozené regresní vztahy jsou teoreticky zajímavé, ale mohou mít i praktický význam. Kromě této práce zabýval se danou problematikou v širším měřítku Š. Šmelko (1976), a to u smrku a buku. Regresní vztahy plochy kambia zkoumal na podkladě výsledků analyzovaných vzorků v různém věku odstupňovaném po 20 letech (40, 60, 80, 100 roků). Při stanovení regresních vztahů použil Š. Šmelko ve většině případů jiných typů funkcí, než jsem užil v této práci. Naše výsledky jsou však v podstatě shodné.

Závislost plochy kambia kmenů na výčetní tloušťce b. k. u obou uvažovaných dřevin, tj. u smrku a borovice, je lineární a poměrně těsná. Korelační koeficient je u obou dřevin přibližně stejný, a to $r = 0,980$, $r = 0,978$.

Regresní rovnice je u

$$\text{smrku } P_i = 0,6631d_i - 3,7062,$$

$$\text{borovice } P_i = 0,4780d_i - 1,7441.$$

Výsledky výpočtu plochy kambia pro všechny kmeny na obou výzkumných plochách podle vyrovnání odvozených regresních vztahů jsou v tabulce VIII. Z toho vyplý-

V. Regresní rovnice pro vyrovnání empirických údajů ze smrkové a borové výzkumné plochy (Kostelec nad Černými lesy). — Regression equations for balancing the empirical data from the spruce and pine experimental plot (Kostelec nad Černými lesy)

Závislosti	Regresní rovnice	Intervaly spolehlivosti regresních koeficientů pravděpodobnosti 95 %	Korelační koeficient (index)
Smrk			
kambiální plochy P_i k výčetní tloušťce d_i	$P_i = 0,6631 d_i - 3,7062$	$a \begin{cases} 0,6512 \\ 0,6749 \end{cases}$ $b \begin{cases} -3,9532 \\ -3,4592 \end{cases}$	0,980
kambiální plochy P k výšce h_i	$\ln P_i = 2,4828 \ln h_i - 5,7955$ $P_i = 4105 \cdot 10^{-6} h_i^{2,4828}$	$a \begin{cases} 2,4156 \\ 2,550 \end{cases}$ $b \begin{cases} -5,7049 \\ -5,8861 \end{cases}$	0,955
kambiální plochy P_i k objemu kmene bez kůry v_i	$\ln P_i = 0,6048 \ln v_i + 2,8476$ $P_i = 17,246 v_i^{0,6048}$	$a \begin{cases} 0,6002 \\ 0,6094 \end{cases}$ $b \begin{cases} 2,8423 \\ 2,8530 \end{cases}$	0,996
Borovice			
kambiální plochy P_i k výčetní tloušťce d_i	$P_i = 0,478 d_i - 1,7441$	$a \begin{cases} 0,4698 \\ 0,4862 \end{cases}$ $b \begin{cases} -1,8719 \\ -1,6163 \end{cases}$	0,978
kambiální plochy P_i k výšce h_i	$\ln P_i = 2,4373 \ln h_i - 5,2333$ $P_i = 0,5336 \cdot 10^{-6} h_i^{2,4373}$	$a \begin{cases} 2,3561 \\ 2,5185 \end{cases}$ $b \begin{cases} -5,4621 \\ -5,0044 \end{cases}$	0,925
kambiální plochy P_i k objemu kmene bez kůry v_i	$\ln P_i = 0,5894 \ln v_i + 2,7667$ $P_i = 15,906 v_i^{0,5894}$	$a \begin{cases} 0,5841 \\ 0,5948 \end{cases}$ $b \begin{cases} 2,7558 \\ 2,7778 \end{cases}$	0,994

vá, že vypočítaná kambialní plocha u smrku na podkladě vyrovnaní je u všech 504 kmenů 4918,2406 m² oproti empiricky zjištěné 4947,2717 m². Rozdíl činí -29,0311, tj. -0,59 %. U borovice je empiricky zjištěná plocha 589 kmenů 3220,3626 m², kdežto plocha vypočtená na podkladě vyrovnaní podle tabulky obnáší 3200,1441 m², rozdíl je -20,2185 m², což odpovídá -0,63 %. Je patrné, že vypočtená kambialní plocha podle regresních vztahů je poměrně velmi přesná v obou případech. Také při porovnávání údajů v jednotlivých tloušťkových stupních jsou rozdíly jen několikaprocentní (tabulka VI a, b). Š. Šmelko došel také u smrku a buku k jednoznačnému závěru, že regresní vztahy mezi plochou kambia a výčetní tloušťkou kmenů b. k. jsou lineární, a to i při různém věku porostů.

VIa. Smrk — vyrovnaní plochy kambia vzhledem k výčetní tloušťce bez kůry. —
Spruce — equalizing the cambium area with regard to the d. b. h. without bark

d_i b. k. cm	Stromové četnosti	Plocha kambia zjištěná empiricky		Plocha kambia dle vyrovnaných hodnot	
		jednoho kmene	celkem	jednoho kmene	celkem
		m ²			
11	3	3,5519	10,6557	3,5879	10,7637
12	13	4,3208	56,1706	4,2510	55,2630
13	14	5,0430	70,6014	4,9141	68,7974
14	27	5,4752	147,8300	5,5772	150,5844
15	26	6,2490	162,4740	6,2403	162,2478
16	24	6,9203	166,0860	6,9034	165,6816
17	42	7,6316	320,5270	7,5665	317,7930
18	33	8,1962	270,4740	8,2296	271,5768
19	47	8,9307	419,7430	8,8927	417,9569
20	32	9,3652	299,6860	9,5558	305,7856
21	39	10,3268	402,7450	10,2189	398,5371
22	48	11,0611	530,9340	10,8820	522,3360
23	34	11,8038	401,3300	11,5451	392,5334
24	31	12,1173	375,6370	12,2082	378,4542
25	22	13,1871	290,1160	12,8713	283,1686
26	14	13,4466	188,2520	13,5344	189,4816
27	20	14,3149	286,2970	14,1975	283,9500
28	12	14,6558	175,8700	14,8606	178,3272
29	11	15,4625	170,0880	15,5237	170,7607
30	12	16,8129	201,7550	16,1868	194,2416
Σ	504		4947,2717		4918,2406

$$\Delta = -29,0311 = -0,59 \%$$

$$P_i = 0,6631 d_i - 3,7062$$

VIb. Borovice — vyrovnání plochy kambia vzhledem k výčetní tloušťce bez kůry. —
 Pine — equalizing the cambium area with regard to the d. b. h. without bark

d_i b. k. cm	Stromové četnosti	Plocha kambia zjištěná empiricky		Plocha kambia dle vyrovnaných hodnot	
		jednoho kmene	celkem	jednoho kmene	celkem
		m ²			
6	3	1,4033	4,2100	1,1239	3,3717
7	10	1,7508	17,5078	1,6019	16,0190
8	19	2,3076	43,8449	2,0799	39,5181
9	21	2,6244	55,1129	2,5579	53,7159
10	28	3,1190	87,3314	3,0359	85,0052
11	45	3,5777	160,9950	3,5139	158,1255
12	41	3,8898	159,4810	3,9919	163,6679
13	48	4,4616	214,1580	4,4699	214,5562
14	51	5,0303	256,5430	4,9479	252,3429
15	60	5,4488	326,9300	5,4259	325,5400
16	51	5,9870	305,3360	5,9039	301,0989
17	49	6,3879	313,0090	6,3819	312,7131
18	45	6,7949	305,7700	6,8599	308,6955
19	30	7,2644	217,9310	7,3379	220,1370
20	35	7,8525	274,8380	7,8159	273,5565
21	17	8,2921	140,9650	8,2939	140,9963
22	17	9,0434	153,7380	8,7719	149,1223
23	12	9,2342	110,8100	9,2499	110,9988
24	4	9,5297	38,1189	9,7279	38,9116
25	1	10,6364	10,6364	10,2059	10,2059
26	1	12,0325	12,0325	10,6839	10,6839
27	1	11,0638	11,0638	11,1619	11,1619
Σ	589		3220,3626		3200,1441

$$A = -20,2185 = -0,63 \%$$

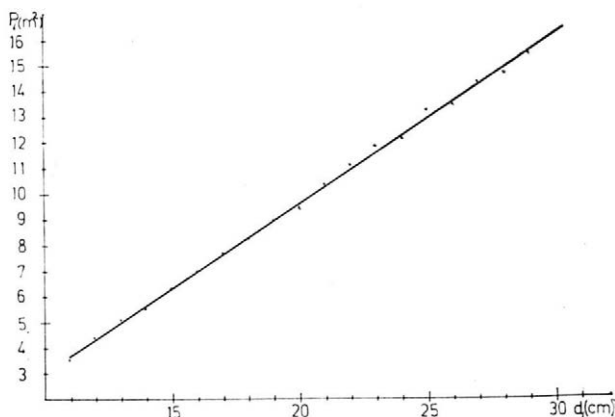
$$P_i = 0,4780 d_i - 1,7441$$

Z tohoto poznatku o lineární závislosti mezi plochou kambia P_i a výčetní tloušťkou d_i vyplývá dále důležitý závěr pro průměrnou plochu kambia $\bar{P}$, která je obecně

$$\bar{P} = \frac{\sum_{i=1}^l n_i P_i}{N},$$

kde l — počet tloušťkových stupňů.

3. Smrk — závislost plochy kambia P na výčetní tloušťce d . — Spruce — relation of the cambium area P to the d. b. h. d

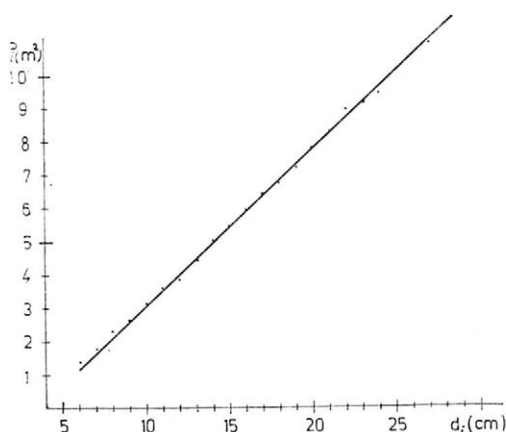


Součet kambialních ploch všech l tloušťkových stupňů za předpokladu $P_i = ad_i + b$ je pak

$$\sum_{i=1}^l n_i P_i = a \sum_{i=1}^l n_i d_i + Nb.$$

Z toho pak vyplývá, že průměrná kambialní plocha $\bar{P}$ je

$$\bar{P} = \frac{\sum_{i=1}^l n_i P_i}{N} = \frac{a \sum_{i=1}^l n_i d_i + Nb}{N} = a\bar{d} + b,$$



to znamená, že průměrná kambialní plocha $\bar{P}$ je lineárně závislá na aritmetickém průměru výčetních tloušťek $\bar{d}$.

Závislost plochy kambia na výšce stromů je krivočará, stejně tak jako závislost na objemu kmenů. V obou případech jsem k vyjádření těchto regresních závislostí použil mocninové funkce $P_i = bh_i^a$, resp. $P_i = bv_i^a$ neboli v logaritmickém tvaru

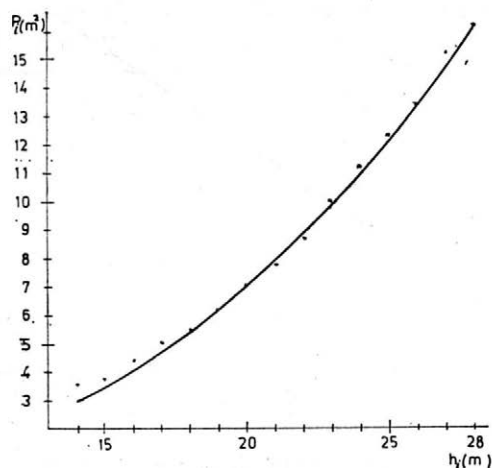
$$\ln P_i = a \ln h_i + \ln b \text{ (u výšky),}$$

$$\ln P_i = a \ln v_i + \ln b \text{ (u hmoty).}$$

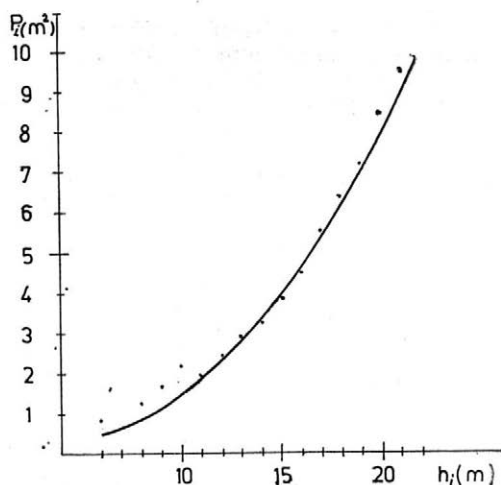
4. Borovice — závislost plochy kambia P na výčetní tloušťce d . — Pine — relation of the cambium area P to the d. b. h. d

Všechny závislosti s vypočítanými parametry jsou uvedeny v tabulce V. Je třeba konstatovat, že ve vztahu P_i k výšce h_i je závislost méně těsná, což se projevuje v

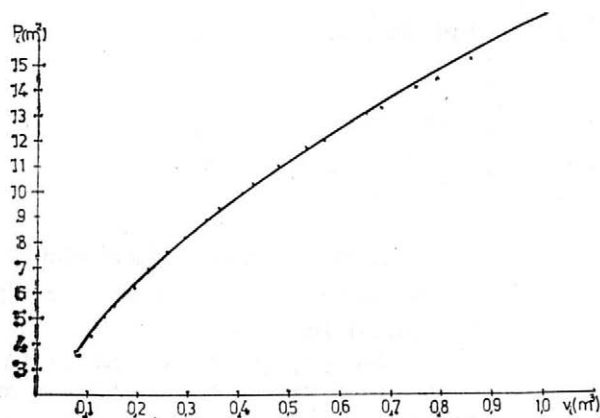
indexu korelace, a to u obou dřevin. Naproti tomu v závislostech P_i na objemu v_i je poměrně velká těsnost, což je patrné i z grafického zobrazení.



5. Smrk — závislost plochy kambia P na výšce h . — Spruce — relation of the cambium area P to the height h



6. Borovice — závislost plochy kambia P na výšce h . — Pine — relation of the cambium area P to the height h



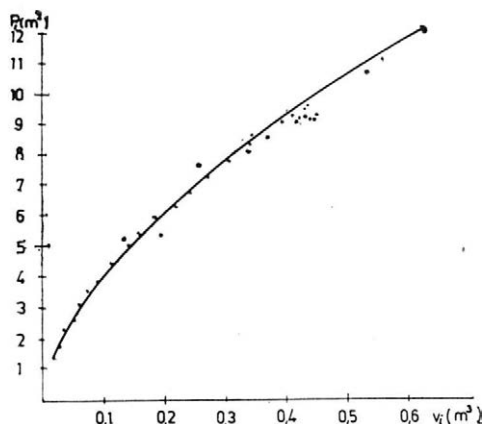
7. Smrk — závislost plochy kambia P na objemu kmene v . — Spruce — relation of the cambium area P to the stem volume v

Také výpočet plochy kambia v tloušťkových stupních na základě regresního vztahu $P_i = f(v_i)$ je oproti empirickým údajům poměrně přesný, jak je patrné z tabulek VIIa, b.

Na podkladě vyrovnaných hodnot plochy kambia podle uvedených regresních vztahů, a to podle $P_i = f(d_i)$, $P_i = f(h_i)$ a $P_i = f(v_i)$ byly vypočítány sumární hodnoty pro všechny kmeny obou výzkumných ploch. Výsledky porovnání s empirickými výsledky (100 %) jsou v tabulce VIII. Je patrné, že u obou dřevin byla stanovena sumární kambialní plocha poměrně velmi přesně, a to s využitím všech uvedených regresních vztahů. V porovnání s empirickými údaji je sumární kambialní plocha nejpřesněji určena z regresního vztahu mezi plochou kambia a objemem, tedy $P_i = f(v_i)$, potom následuje sumární kambialní plocha odvozená z regresního vztahu $P_i = f(d_i)$ a konečně plocha kambia odvozená z regresního vztahu $P_i = f(h_i)$. Tyto výsledky jsou v souladu s těsností odvozených regresních vztahů. Uvedené zjištění platí pro obě zkoumané dřeviny, tj. pro smrk a borovici.

V každém případě je možno považovat použité jednoduché funkce celkem za vhodné pro vyjádření závislosti plochy kambia k základním taxačním veličinám. Za zvláště významné zjištění považují lineární vztah mezi plochou kambia a výčetní tloušťkou ($P_i = ad_i + b$), který také potvrzují výsledky výzkumu Š. Šmelka (1976) u smrku a buku, a to i v různém věku porostů.

Kvantitativní rozsah kambialní plochy jednotlivých kmenů a celých porostů je třeba považovat za novou biometrickou veličinu, která má svůj teoretický význam a kterou bude možno využít i prakticky při zjišťování objemu kůry, při stanovení běžného přírůstu lesních porostů apod.



8. Borovice — závislost plochy kambia P na objemu kmene v . — Pine — relation of the cambium area P to the stem volume v

VZTAH BĚŽNÉHO ROČNÍHO PŘÍRŮSTU K PLOŠE KAMBIA

Běžný roční hmotový přírůst na kmenech je dřevním pláštěm vytvářejícím se činností kambia po celé délce kmene. Závisí tedy především na kvantitativním rozsahu kambialní plochy, tj. povrchu kmene bez kůry. Po celé délce kmene se na běžný hmotový přírůst pochopitelně uplatňuje i přírůst tloušťkový. Mohli bychom tedy předpokládat závislost ročního hmotového přírůstu bez kůry i_v především na ploše kambia P_i , ale také na ostatních veličinách, jež mají v přírůstovém procesu vliv na hmotový přírůst (zejména přírůst tloušťkový i_d a výškový i_h). V našem případě jsme se na podkladě získaných údajů z obou výzkumných ploch omezili na zkoumání závislosti mezi běžným přírůstem hmotovým i_v a plochou kambia P_i . Plocha kambia má na objemový přírůst nejvýraznější vliv a vztahy $i_v = f(P_i)$ se dají vyjádřit poměrně dosti přesně jednoduchou regresní závislostí.

Na podkladě poměrně rozsáhlého empirického materiálu vyjádřil jsem závislost mezi běžným hmotovým přírůstem i_v a plochou kambia P_i opět pomocí jednoduché mocninové funkce $i_v = bP_i^a$ neboli v logaritmickém výpočtovém tvaru

$$\ln i_v = a \ln P_i + \ln b;$$

u smrkové plochy byla vyšetřena závislost

$$\ln i_v = 2,1223 \ln P_i - 9,3446, \text{ tj.}$$

$$i_v = 8744 \cdot 10^{-8} \cdot P_i^{2,1223};$$

u borovice

$$\ln i_v = 1,6989 \ln P_i - 8,0056, \text{ tj.}$$

$$i_v = 33\,359 \cdot 10^{-8} \cdot P_i^{1,6989}.$$

Vypočítané indexy korelace (0,952; 0,961) a grafické vyjádření těchto vztahů svědčí o tom, že i v tomto případě je těsnost dostatečná.

Při použití uvedených regresních rovnic na všechny kmeny na obou plochách jsou

VIIa. Smrk — vyrovnání plochy kambia vzhledem ke kmenové hmotě bez kůry. — Spruce — equalizing the cambium area with regard to the stem volume without bark

d_i b. k. cm	Stromové četnosti	Průměrná kmenová hmota	Plocha kambia dle vyrovnaných hodnot	
			jednoho kmene	celkem
		m ³	m ²	
11	3	0,0781	3,6900	11,0700
12	13	0,1033	4,3698	56,8074
13	14	0,1304	5,0311	70,4354
14	27	0,1514	5,5065	148,6755
15	26	0,1882	6,2811	163,3086
16	24	0,2181	6,8666	164,7984
17	42	0,2556	7,5583	317,4486
18	33	0,2905	8,1661	269,4813
19	47	0,3329	8,8688	416,8336
20	32	0,3627	9,3400	298,8800
21	39	0,4242	10,2676	400,4364
22	48	0,4753	10,9987	527,9376
23	34	0,5309	11,7590	399,8060
24	31	0,5625	12,1780	377,5180
25	22	0,6460	13,2410	291,3020
26	14	0,6756	13,6050	190,4700
27	20	0,7430	14,4100	288,2000
28	12	0,7848	14,8950	178,7400
29	11	0,8520	15,6540	172,1940
30	12	1,0031	17,2790	207,3480
Σ	504			4951,6908

$$\Delta = 4,4191 = 0,09 \%$$

$$\ln P_i = 0,60477 \ln v_i + 2,84763$$

$$P_i = 17,246 v_i^{0,60477}$$

výpočty uvedeny v tabulkách IXa, b. U smrkové plochy obnáší empiricky zjištěný roční objemový přírůst 6,5348 m³ a přírůst vypočítaný podle odvozeného regresního vztahu 6,2563 m³. Rozdíl obou přírůstových hmot je tedy -0,2785 m³, tj. -4,26 %. U borovice činí analýzami zjištěný přírůst 3,8758 m³ a přírůst na podkladě vyrovnání podle odvozeného regresního vztahu 3,7832 m³, což je méně o -0,0926 m³, tj. o -2,39 %.

Podrobným statistickým rozbořem na podkladě kmenových analýz smrkových a bukových se vztahy mezi běžným hmotovým přírůstem a plochou kambia zabýval ve své doktorské disertační práci Š. Šmelko (1976). Regresní závislosti ve věkových 20letých intervalech vyjádřil pomocí paraboly druhého stupně. Zjistil, že při uvažování tloušťkového přírůstu i_d vedle plochy kambia P se těsnost vztahů $i_v = f(P, i_d)$ zvětšila, a tím pochopitelně i přesnost při stanovení hmotového přírůstu.

VIIb. Borovice — vyrovnání plochy kambia vzhledem ke kmenové hmotě bez kůry.
— Pine — equalizing the cambium area with regard to the stem volume without bark

d_i b. k. cm	Stromové četnosti	Průměrná kmenová hmota	Plocha kambia dle vyrovnaných hodnot	
			jednoho kmene	celkem
		m ³	m ²	
6	3	0,0165	1,4154	4,2462
7	10	0,0254	1,8251	18,2510
8	19	0,0367	2,2674	43,0806
9	21	0,0480	2,6561	55,7781
10	28	0,0622	3,0943	86,6404
11	45	0,0769	3,5066	157,7970
12	41	0,0916	3,8874	159,3834
13	48	0,1134	4,4088	211,6224
14	51	0,1392	4,9750	253,7250
15	60	0,1614	5,4286	325,7160
16	51	0,1891	5,9598	303,9498
17	49	0,2153	6,4333	315,2317
18	45	0,2394	6,8485	308,1825
19	30	0,2693	7,3405	220,2150
20	35	0,3039	7,8836	275,9260
21	17	0,3388	8,4048	142,8815
22	17	0,3904	9,1366	155,3222
23	12	0,4110	9,4178	113,1036
24	4	0,4370	9,7645	39,0580
25	1	0,5332	10,9795	10,9795
26	1	0,6260	12,0680	12,0680
27	1	0,5553	11,2450	11,2450
Σ	589			3224,3129

$$\Delta = 3,9503 = 0,12 \%$$

$$\ln P_i = 0,58945 \ln v_i + 2,76673$$

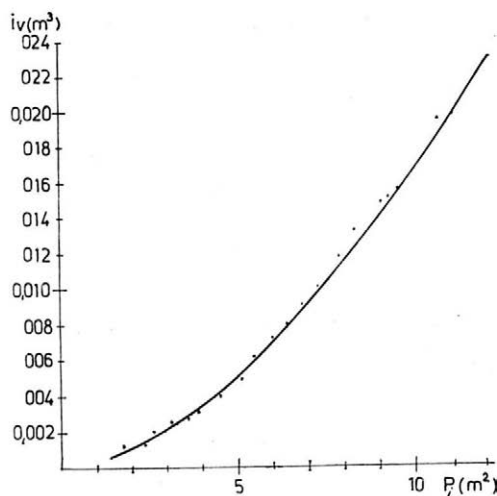
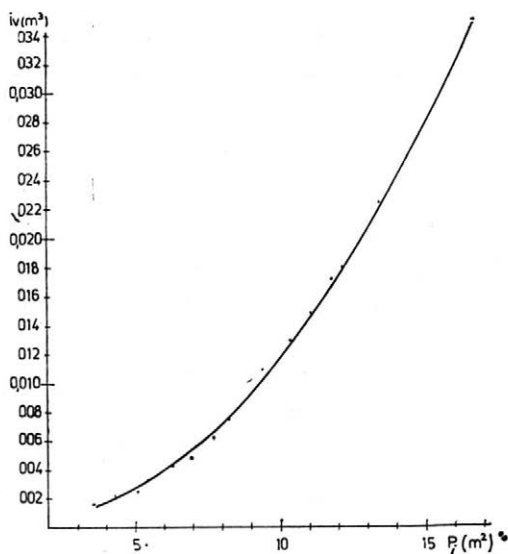
$$P_i = 15,906 v_i^{0,58945}$$

Sumární výsledky z našich výzkumných ploch svědčí o tom, že by se pravděpodobně zvětšila přesnost zavedením i_d do regresních rovnic. Avšak tyto sumární výsledky výpočtu hmotového přírůstu vypočítané na podkladě jednoduchých regresních vztahů $i_v = f(P_i)$ jsou v podstatě přijatelné i pro náročné stanovení běžného přírůstu.

Celkově z uvedených výsledků vyplývá, že plocha kambia kmenů lesních stromů (plocha povrchu kmene bez kůry) se projevuje jako nová důležitá biometrická veličina, kterou je možno využít i ke stanovení běžného hmotového přírůstu lesních porostů. Ze vztahu kambiální plochy k základním taxačním veličinám je možno považovat za důležitý zejména lineární vztah $P_i = f(d_i) = ad_i + b$, který byl v této práci prokázán ve smrko-

VIII. Sumární kambiální plochy zjištěné empiricky a vypočítané podle základních taxačních veličin. — Summary survey of the cambium area estimated empirically and calculated according to the basic mensurational quantities

Způsob zjištění	Absolutně m^2	%	Přepočet na 1 ha m^2
Smrková plocha			
podle součtu ploch analyzovaných kmenů	4947,2717	100,0	9894,5434
z vyrovnaných hodnot vzhledem k výčetní tloušťce	4918,2406	99,4	9836,4812
z vyrovnaných hodnot vzhledem k výšce	4891,4153	98,9	9782,8306
z vyrovnaných hodnot vzhledem ke kmenové hmotě b. k.	4951,6908	100,1	9903,3816
Borová plocha			
podle součtu ploch analyzovaných kmenů	3220,3626	100,0	6440,7252
z vyrovnaných hodnot vzhledem k výčetní tloušťce	3200,1441	99,4	6400,2882
z vyrovnaných hodnot vzhledem k výšce	3152,3755	97,9	6304,7510
z vyrovnaných hodnot vzhledem ke kmenové hmotě b. k.	3224,3129	100,1	6448,6278



vém a borovém porostě (Korf 1974) a Š. Šmelkem (1976) pro smrk a buk v různých věkových intervalech. Tento důležitý poznatek umožňuje stanovení kambiální plochy poměrně jednodušším způsobem, než to vyplývá z krivočarých vztahů $P_i = f(h_i)$ a $P = f(v_i)$.

IXa. Smrk — běžný roční přírůst zjištěný empiricky a vypočítaný podle regresních rovnic v tloušťkových stupních. — Spruce — current annual increment estimated empirically and calculated according to regression equations in diameter classes

d cm	Stromová četnost	Empiricky zjištěný přírůst celkem	Přírůst z vyrovnaných hodnot		Průměrná plocha kambia
			jednoho kmene	celkem	
		m ³			m ²
11	3	0,0048	0,0013	0,0039	3,5519
12	13	0,0287	0,0020	0,0260	4,3208
13	14	0,0337	0,0027	0,0378	5,0430
14	27	0,0887	0,0033	0,0891	5,4752
15	26	0,1118	0,0043	0,1118	6,2490
16	24	0,1163	0,0053	0,1272	6,9203
17	42	0,2626	0,0065	0,2730	7,6316
18	33	0,2505	0,0076	0,2508	8,1962
19	47	0,4857	0,0091	0,4277	8,9307
20	32	0,3503	0,0101	0,3232	9,3652
21	39	0,5039	0,0124	0,4836	10,3268
22	48	0,7033	0,0144	0,6912	11,0611
23	34	0,5805	0,0165	0,5610	11,8038
24	31	0,5569	0,0174	0,5394	12,1173
25	22	0,6633	0,0208	0,4576	13,1871
26	14	0,3129	0,0217	0,3038	13,4466
27	20	0,4800	0,0248	0,4960	14,3150
28	12	0,2936	0,0261	0,3132	14,6558
29	11	0,2869	0,0292	0,3212	15,4625
30	12	0,4204	0,0349	0,4188	16,8129
Σ	504	6,5348		6,2563	

$$\Delta = -0,2785 = -4,26 \%$$

$$\ln i_v = 2,1223 \ln P_i - 9,3446$$

$$i_v = 8744 \cdot 10^{-8} \cdot P_i^{2,1223}$$

9. Smrk — závislost kmenového hmotového běžného přírůstu i_v na ploše kambia P . — Spruce — relation of the current volume increment of the stem i_v to the cambium area P

10. Borovice — závislost kmenového hmotového běžného přírůstu i_v na ploše kambia P . — Pine — relation of the current volume increment of the stem i_v to the cambium area P

IXb. Borovice — běžný roční přírůst zjištěný empiricky a vypočítaný podle regresních rovnic v tloušťkových stupních. — Pine — current annual increment estimated empirically and calculated according to regression equations in diameter classes

d b. k. cm	Stromová četnost	Empiricky zjištěný přírůst celkem	Přírůst z vyrovnaných hodnot		Průměrná plocha kambia
			jednoho kmene	celkem	
		m ³			m ²
6	3	0,0018	0,0006	0,0018	1,4033
7	10	0,0117	0,0009	0,0090	1,7508
8	19	0,0253	0,0014	0,0266	2,3076
9	21	0,0389	0,0017	0,0357	2,6244
10	28	0,0668	0,0023	0,0644	3,1190
11	45	0,1222	0,0029	0,1305	3,5777
12	41	0,1276	0,0034	0,1394	3,8898
13	48	0,1946	0,0042	0,2016	4,4616
14	51	0,2510	0,0052	0,2652	5,0303
15	60	0,3673	0,0060	0,3600	5,4488
16	51	0,3633	0,0070	0,3570	5,9870
17	49	0,3934	0,0078	0,3822	6,3879
18	45	0,4073	0,0086	0,3870	6,7949
19	30	0,3043	0,0097	0,2910	7,2644
20	35	0,4140	0,0111	0,3885	7,8525
21	17	0,2258	0,0121	0,2057	8,2921
22	17	0,2529	0,0141	0,2397	9,0434
23	12	0,1813	0,0146	0,1752	9,2342
24	4	0,0621	0,0154	0,0616	9,5297
25	1	0,0196	0,0185	0,0185	10,6364
26	1	0,0248	0,0228	0,0228	12,0325
27	1	0,0198	0,0198	0,0198	11,0638
Σ	589	3,8758		3,7832	

$$\Delta = -0,0926 = -2,39 \%$$

$$\ln i_v = 1,6989 \ln P_i - 8,0056 \quad i_v = 33359 \cdot 10^{-8} \cdot P_i^{1,6989}$$

Pokud jde o další propracování přírůstových závislostí, v nichž kromě plochy kambia bude uvažován i tloušťkový přírůst, jsou v tomto směru důležité výsledky výzkumu Š. Šmelky. Na podkladě rozsáhlého empirického materiálu z úplných kmenových analýz zkoumal komplexně tloušťkový přírůst po délce kmene ve vztahu k tloušťkovému přírůstu ve výčetní výšce a došel k důležitým poznatkům, jež bude dále možno využít ve spojitosti s plochou kambia ke stanovení běžného hmotového přírůstu lesních porostů.

ZÁVĚR

Z hlediska biometrických závislostí nás především zajímá kvantitativní rozsah kambiální plochy, tj. v podstatě povrch kmene bez kůry a jeho

vztah k základním taxačním veličinám – k výčetní tloušťce, k výšce a objemu kmene.

Vztahy kambiální plochy k výčetní tloušťce $P = f(d)$, k výšce $P = f(h)$ a k objemu kmene $P = f(v)$ byly vyjádřeny na podkladě poměrně rozsáhlého materiálu regresními rovnicemi. Bylo přitom zjištěno, že u obou dřevin je vztah kambiální plochy k výčetní tloušťce $P = f(d)$ vysloveně lineární a dá se vyjádřit jednoduchou regresní rovnicí $P = ad + b$. Ostatní dva vztahy, tj. $P = f(h)$ a $P = f(v)$, jsou křivočaré a byly v našem případě vyjádřeny u obou dřevin jednoduchou rovnicí mocninovou ($P = bh^a$, $P = bv^a$). Všechny vypočtené regresní rovnice jsou v tabulce V. Využití odvozených regresních vztahů pro výpočet kambiální plochy je v tabulce VI a, b, VII a, b a sumární přehled s porovnáním empiricky zjištěné plochy kambia s odvozenou plochou podle regresních vztahů je v tabulce VIII.

Zvláštní význam má kambiální plocha ve vztahu k běžnému hmotovému přírůstu. Její kvantitativní rozsah má nesporně největší vliv na běžný roční přírůst. K ověření této hypotézy jsme použili údaje analyzovaných kmenů na obou plochách (tj. u smrku 504 analýzy, u borovice 589 analýz). V obou případech bylo k vyjádření vztahů mezi běžným hmotovým přírůstem a kambiální plochou použito opět jednoduché mocninové funkce typu $i_v = bP^a$, resp. při vlastním výpočtu tvaru $\ln i_v = a \ln P + \ln b$. Vypočítané koeficienty korelace a grafické znázornění svědčí o tom, že těsnost vztahů mezi oběma veličinami je poměrně dobrá. Přepočet vyrovnaného přírůstu podle odvozených regresních vztahů na všechny kmeny obou ploch je v tabulkách IXa, IXb. Z toho je patrné, že rozdíl mezi přírůstem empirickým a přírůstem odvozeným z regresních vztahů činí u smrku –4,26 %, u borovice –2,39 %. Je tedy běžný přírůst hmotový na podkladě odvozených regresních vztahů stanoven poměrně přesně.

Došlo dne 10. 7. 1977

Literatura

1. ANUČIN, N. P.: Novyj metod opredelenija tekuščego prirosta nasadždenij. Les. Chozjaj. 1959, č. 11, s. 5-10
2. BANNAN, M. W.: The Vascular Cambium and Tree-Ring Development (v knize T. T. Kozlowského Tree Growth, 1962, New York)
3. KAVINA, K.: Anatomie dřeva. Praha, 1932
4. KORF, V.: Dosavadní výsledky výzkumu stanovení běžného přírůstu lesních porostů a jeho význam v hospodářské úpravě lesů. Lesnictví, 8, 1962, č. 1-2, s. 75-86
5. KORF, V.: Plocha kambia stromů v lesních porostech a její vztahy k taxačním veličinám. Závěrečná zpráva, 1974
6. KOZŁOWSKI, T. T.: Growth and Development of Trees. New York and London, 1971
7. PERELYGIN, L. M.: Nauka o dreve. 1960, Bratislava
8. ŠMELKO, Š.: Štatistické metody v lesníctve. Skripta VŠLD Zvolen 1974
9. ŠMELKO, Š.: Biometrické zákonitosti rastu a prírastku lesných stromov a porastov. Doktorská disertační práce 1975
10. VYSKOT, M. a kol.: Základy růstu a produkce lesů. 1971, SZN Praha

КОРФ, В. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). Биометрическое значение площади камбия лесных деревьев. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 755-774.

Самой сущностью роста деревьев, а именно ствола, ветвей и корней, является «камбий» — меристематическая ткань между древесиной и лубом. С точки зрения биометрических зависимостей нас интересует количественный объем камбиальной площади, т. е.

по существу — поверхность ствола без коры и ее отношение к основным таксационным величинам, а именно к диаметру на высоте груди, к высоте, к объему ствола.

Использование камбиальной площади (поверхности ствола без коры) применил в своем методе определения текущего прироста насаждения Н. П. Анучкин (1959). Так как можно полагать, что камбиальная площадь находится к вышеупомянутым основным величинам в определенных регрессионных зависимостях, мы в этом направлении произвели комплексное исследование на двух участках в Учебном лесхозе в Костелце над Черными Лесами. Каждый из них имел площадь 0,5 га, один был заложен в 70-летнем ельнике с общим числом 504 дерева, второй в 53-летнем сосняке с общим числом 589 деревьев. Все деревья на обеих площадях после рубки анализировались по двухметровым секциям и таким образом были получены все необходимые данные для анализа проблематики камбиальной площади и для анализов прироста.

Отношения камбиальной площади к диаметру на высоте груди $P = f(d)$, к высоте $P = f(h)$, к объему ствола $P = f(v)$ были выражены на основе сравнительно обширного материала регрессионными уравнениями. Притом было установлено, что отношение камбиальной площади у обеих древесных пород к диаметру на высоте груди $P = f(d)$ отчетливо линейное и его можно выразить простым регрессионным уравнением $P = ad + b$. Другие две зависимости, т.е. $P = f(h)$, $P = f(v)$ криволинейны и в нашем случае были выражены у обеих древесных пород простым степенным уравнением ($P = bh^a$, $P = bv^a$). Все вычисленные регрессионные уравнения приведены в таблице V. Использование выведенных регрессионных зависимостей для вычисления площади камбия содержится в таблицах V/a, b и VI/a, b и суммарный обзор со сравнением эмпирически установленной площади камбия с выведенной площадью на основании регрессионных зависимостей содержится в таблице VIII.

Особое значение имеет площадь камбия в отношении к текущему приросту массы. Ее количественный объем несомненно оказывает наибольшее влияние на годичный прирост. Для проверки этой гипотезы мы применили данные всех проанализированных стволов на обеих опытных площадях (т.е. у ели 504 анализа, у сосны 589 анализов). В обоих случаях для выражения зависимостей между текущим приростом массы и камбиальной площадью была применена опять простая степенная функция типа $i_v = bP^a$, т.е. присобственным вычислении формы $\ln i_v = a \ln P + \ln b$. Вычисленные индексы корреляции и графическое изображение свидетельствуют о том, что теснота зависимостей между обеими величинами достаточна. Пересчет выравненного прироста по выведенным регрессионным зависимостям на все деревья обеих площадей приведен в таблицах IXa, b. Из этого очевидно, что разность между эмпирическим приростом и приростом, выведенным из регрессионных зависимостей, составляет у ели 4,26 %, у сосны 2,39 %. Следовательно текущий прирост массы на примере выведенных регрессионных зависимостей определен довольно точно.

Зависимостью между камбиальной площадью ствола и вышеупомянутыми основными величинами на примере полных анализов еловых и буковых модельных деревьев в своей диссертации занимался Ш. Шмелко (1976), который вывел регрессионные зависимости для разных возрастных классов.

KORF, V. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). *Biometrical Importance of the Cambium Area of Forest Trees*. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 755-774.

The true essence of the growth of trees in the stem branches and roots is "cambium" — the meristematic tissue between the xylem and phloem. From the viewpoint of biometrical relations the most interesting for the present study was the quality of the cambial area, i. e. the surface of the stem without bark and its relation to the basic mensurational quantities — to the d. b. h., height and stem volume.

N. P. Anuchin (1959) applied the cambial area (i. e. stem surface without bark) in his method for the estimation of the current increment. Since we can assume that there are certain regressive dependencies between the cambial area and the given basic quantities, complex investigations were carried out on two experimental plots of the training forest enterprise in Kostelec nad Černými lesy. Each plot measured 0.5 ha, one of them was established in 70-year-old spruce stand with a total number of 504 trees, the other in a 53-year-old pine stand with 589 trees. All the trees on both plots were analyzed after felling in 2-meter sections in which way all the data necessary for analyses of problems of the cambial area and increment were obtained.

The relations of the cambial area to the d. b. h. $P = f(d)$, to the height $P = f(h)$

and to the stem volume $P = f(v)$ were expressed by regressive equations on the basis of comparatively extensive material. It was found that the relation of the cambial area of both tree species to the d. b. h. $P = f(d)$ was definitely linear and could be expressed by a simple regressive equation $P = ad + b$. The other two relations, i. e. $P = f(h)$ and $P = f(v)$ were curvilinear and in this study they were expressed by a simple exponential equation for both species ($P = bh^a$, $P = bv^a$). All the calculated regression equations are given in Tab. V. The utilization of derived regressive relations for the calculation of the cambial area is given in Tab. VIa, b and VIIa, b and Tab. VIII gives a summary survey and comparison of the cambial area determined empirically with the area derived according to the regressive relations.

The cambial area is of great importance in relation to the current volume increment. Its quantity had the greatest effect on the current annual increment. In order to verify this hypothesis, data were used from all the stems analyzed on both plots (i. e. 504 and 589 analyses in spruce and pine, resp.). In both cases we used simple exponential functions of the type $i_v = bP^a$ or $i_v = a \ln P + \ln b$ to express the relations between the current volume increment and cambial area. The calculated correlative indices and graphical demonstrations showed that the closeness of the relationships between both quantities is sufficient. Calculation of an increment according to the derived regressive relations for all stems of both plots is given in Tab. IXa, b. It is thus evident that the difference between the empirical increment and the increment derived from regressive relations is 4.26 % and 2.39 % in spruce and pine, resp. Therefore, the current volume increment was estimated fairly exactly by using derived regressive relations.

Š. Smelko (1976) studied the relationship of the cambial area of the stem to the given basic mensurational quantities using complete analyses of spruce and pine sample trees and derived regressive relations for different age classes.

biometry; cambium; spruce; pine

KORF, V. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). *Importance biométrique de la surface du cambium des arbres de forêt*. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 755-774.

Le „cambium“ réseau interstématique entre le bois et le liber est la base proprement dite de la croissance des arbres, ceci dans le tronc, dans les branches et dans les racines. Du point de vue des liaisons biométriques, c'est l'étendue quantitative de la surface cambiale, ç.-à-d. la surface du tronc sans écorce et son rapport aux grandeurs de taxation de base — le diamètre à hauteur de poitrine et la hauteur et le diamètre du tronc qui nous intéressent.

N. P. Anutchin (1959) a mis en application, dans sa méthode de détermination de l'accroissement courant du peuplement, la mise en valeur de la surface cambiale (de la surface du tronc sans écorce). Vu que l'on pourrait supposer que la surface cambiale était, vis-à-vis des grandeurs de base indiquées, en certaines liaisons de régression, nous avons procédé dans ce sens à une recherche complète sur 2 stations écologiques de l'Entreprise forestière d'école de Kostelec nad Černými lesy. Chacune des stations couvraient une superficie de 0,5 hectare, une d'elles a été fondée dans un peuplement d'épicéas âgé de 70 ans et au nombre total d'arbres de 504, l'autre dans un peuplement de pin au nombre total d'arbres de 589. Tous les arbres des deux stations, après la coupe, ont été analysés suivant les sections de deux mètres et c'est ainsi qu'on a obtenu toutes les données nécessaires à l'analyse des problèmes de la surface cambiale et aux analyses d'accroissement.

Les rapports de la surface cambiale au diamètre à hauteur de poitrine $P = f(d)$, à la hauteur $P = f(h)$, au diamètre du tronc $P = f(v)$ ont été exprimés sur la base d'un matériel relativement abondant par des équations de régression. On a ainsi constaté que le rapport de la surface cambiale des deux essences au diamètre à hauteur de poitrine $P = f(d)$ était strictement linéaire et pourrait être exprimé par l'équation de régression simple $P = ad + b$. Les deux autres rapports, ç.-à-d. $P = f(h)$ sont sinueux et en l'occurrence ont été exprimés chez les deux essences par l'équation simple de puissance ($P = bh^a$, $P = bv^a$). Toutes les équations de régression calculées sont indiquées au tableau V. L'emploi des rapports de régression dérivés pour le calcul de la surface cambiale est donné aux tableaux VIa, b et VIIa, b et l'aperçu sommaire contenant une comparaison de la surface constatée de manière empirique du cambium avec la surface dérivée suivant les rapports de régression au tableau VIII.

La surface cambiale est d'une importance particulière par rapport à l'accroisse-

ment courant en volume. Son étendue quantitative exerce sans doute la plus grande influence sur l'accroissement annuel courant. Pour vérifier l'hypothèse, nous avons utilisé les données de tous les troncs analysés sur les deux surfaces (ç.-à-d. pour l'épicéa 504 analyses, pour le pin 589 analyses). Dans les deux cas on a utilisé, pour exprimer les rapports entre l'accroissement courant en volume et la surface cambiale, de nouveau la fonction de puissance simple de type $i_v = bP^a$, ou pour le calcul proprement dit de la forme $\ln i_v = a \ln P + \ln b$. Les indices calculés de corrélation et l'illustration graphique témoignent de ce que l'étroitesse des rapports entre les deux grandeurs était suffisante. Le calcul de l'accroissement équilibré suivant les rapports de régression dérivés pour tous les troncs des deux surfaces est publié aux tableaux IXa, b. Il en résulte que la différence entre l'accroissement empirique et l'accroissement dérivé des rapports de régression représentent pour l'épicéa — 4,26 p. 100 et pour le pin — 2,39 p. 100. L'accroissement courant en volume est donc d'après l'exemple des rapports de régression dérivés déterminé de manière relativement précise.

Š. Šmelko (1976) qui a déduit les rapports de régression pour les différents niveaux d'âge, a abordé, dans sa thèse, le rapport de la surface cambiale du tronc aux grandeurs de taxation de base indiquées suivant l'exemple des analyses complètes des échantillons d'épicéas et de hêtre.

biométrie; cambium; épicéa; pin

Adresa autora:

Prof. Dr. Ing. Václav Korf, DrSc., lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen

K. Hubač

HUBAČ, K. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). *Hmotové tabuľky pre buk*. Lesníctví, 23, 1977 (10): 775–798.

Pri preskúmaní čiastkových závislostí výtvarnica — hrúbka $d_{1,3}$ pre konštantné výšky a výtvarnica — výška pre konštantné hrúbky $d_{1,3}$ sa analyticky-matematickou cestou dospelo k vyrovnaniu výtvarníc ako funkcie hrúbky $d_{1,3}(d)$ a výšky stromu v k výsledným regresným rovniciam pre výtvarnicu kmeňovú s kôrou a bez kôry a pre výtvarnicu hrubiny s kôrou a bez kôry, ktorých koeficienty p_i sú uvedené v tabuľke III. Vypočítané boli metódou ortogonálnych polynómov na samočinnom počítači TESLA 200 podľa programov ÚVT VŠLD vo Zvolene (Válka 1975). Hmotové tabuľky sa vypočítali tak, že do klasického vzorca na výpočet hmoty stromu h sa za nepravú výtvarnicu t dosadili príslušné regresné rovnice výtvarníc. Spoľahlivosť predpokladaných hmotových tabuľiek bola overená štatistickými testmi, a to tak v celom rozsahu pokusného materiálu, ako aj v jeho častiach (v 2 výškových triedach) pri hladine významnosti $\alpha = 0,05$. Spoľahlivosť hmotových tabuľiek bola preskúšaná aj na kontrolnom materiáli (262 stromov) a výsledok kontroly potvrdil veľmi tesnú zhodu vyrovnaných tabuľkových hodnôt s empirickými a dostatočnú presnosť (tabuľka V). Na základe dosiahnutých výsledkov z overenia spoľahlivosti a preskúšania presnosti určovania hmôt jednotlivých stromov, možno hmotové tabuľky používať v praxi lesného hospodárstva na výpočet hmoty porastov.

hmotové tabuľky; výtvarnica; hmota kmeňová; hmota hrubiny

V našej lesníckej praxi sa ešte v súčasnej dobe používajú hmotové tabuľky nemec-
kých výskumných ústavov, ktoré boli vypracované po roku 1898 a súborne vydané ako
Grundner-Schwappachove hmotové tabuľky. Dosiaľ vyšli už v mnohých vydaniach
a používajú sa v rôznej úprave aj u nás.

V posledných rokoch sa každý štát snaží vypracovať pre svoje pomery vlastné
hmotové tabuľky, pretože používanie cudzích hmotových tabuľiek nemusí v každých
porastných pomeroch vyhovovať. Vývoj v strednej Európe bol taký, že dnes skoro bez
výnimky všetky štáty majú už svoje vlastné hmotové tabuľky. Tak je tomu v MLR,
RSR, PLR, NSR atď. U nás v ČSSR lesnícky výskum začal na tejto úlohe pracovať
pomerne neskoro, a to až okolo roku 1960. Prvým autorom na tomto úseku bol Korsuň,
ktorý postupne vypracoval viacero hmotových tabuľiek, a to pre dreviny: smrek (1961),
borovicu (1962), jelšu (1962), topoľ (1968). Súčasne s Korsuňom začal na tejto úlohe
pracovať aj autor článku, ktorý v roku 1963 vyhotovil hmotové tabuľky pre jedľu. V po-
slednej dobe Čermák (1974) zostavil hmotové tabuľky pre dub a teraz po oponentskom
prejednaní výskumnej záverečnej správy dávame lesníckej praxi pre praktické použitie
hmotové tabuľky pre buk, ktoré sú zostavené pre hmotu kmeňovú s kôrou a bez kôry
a hmotu hrubiny s kôrou a bez kôry.

Tým, že predkladané hmotové tabuľky pre buk obsahujú údaje aj o hmote kmeňovej,
je daná možnosť zjednotenia drevárskej praxe (stavia svoje plánovanie zásadne na hmote
celých kmeňov bez kôry) s praxou lesníckou, ktorá z nedostatku našich vlastných hmo-
tových tabuľiek používa dodnes údaje pre hrubinu s kôrou z hmotových tabuľiek zosta-
vených Hornom a Grundnerom (1898) pre územie bývalého Nemecka.

OPIS POKUSNÉHO MATERIÁLU A JEHO SPRACOVANIE

Pokusný materiál, ktorý sa použil ako podklad na zostavenie hmotových tabuliek pre buk, sa skladal z 1886 zdravých a normálne rastených bukov, odmeraných pri priamo po ťažbe v rôznych oblastiach našej republiky, a to podľa zastúpenia buka v ČSR a SSR. Na Slovensku pokusný materiál meral autor s technikom Ing. Zanvitom, v Českých zemiach Dr. Ing. Korsuň, ktorý nám nameraný pokusný materiál (400 stro-
mov) ochotne odovzdal pre ďalšie spracovanie a použitie.

V súlade so schválenou metodikou sa zhromaždený pokusný materiál nečlení podľa jednotlivých rastových oblastí, ani podľa vekových tried. Jeho rozčlenenie podľa 2cm hrúbkových a 2m výškových tried je uvedené v tabuľke I.

I. Roztriedenie pokusného materiálu. — Classification of the experimental material

Hrúb- ka $d_{1,3}$ (cm)	Výška (v m)																	Počet stro- mov n
	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34	36	38	
2	1	3																4
4	1	7																8
6		9	6															24
8		6	7	15	17	11												56
10			13	12	39	30	9											103
12			4	12	15	48	17	5	2									103
14				4	11	38	37	14	4	2								110
16					7	17	33	30	12	3								102
18					2	7	20	25	25	10	7							96
20						2	13	20	19	11	10							75
22						5	6	10	18	21	11	3	4					78
24						2	7	13	10	17	15	6	4					74
26							1	6	14	16	10	9	5	11	2			74
28								4	14	17	20	10	7	3	—	2		77
30								2	7	19	23	9	8	4	—	—		72
32								2	2	18	22	26	10	4	4	1		89
34								1	6	9	31	24	18	16	5	—		110
36								1	3	6	12	25	14	14	18	2		95
38									3	5	9	23	17	14	13	—		84
40										3	4	19	19	15	11	3	1	75
42										2	2	15	22	15	19	1	—	76
44											5	13	16	9	13	8	2	66
46												2	20	13	13	10	4	62
48								2		5	4	14	9	11	9	2		56
50												2	6	5	4	7	—	24
52													5	7	5	2		19
54												4	6	3	4	4	—	21
56												3	5	3	3	2	—	16
58													3	3	3	—	—	9
60													1	4	2	3	—	10
62															3	—	—	3
64															3	3	3	9
66															—	—	—	—
68															1			1
70																1		1
72														2				2
74																2		2
Počet stro- mov n	2	25	33	49	91	160	143	133	141	159	186	197	204	154	137	60	12	1886

Meranie pokusného materiálu sa robilo podľa schválenej metodiky tak, že pri každom spílenom strome sa odmerali tieto veličiny:

Minimálna a maximálna výška pňa (vo svahe), z ktorých údajov sa vypočítala priemerná výška pňa.

Dĺžka kmeňa s presnosťou na cm (bez pňa); výška stromu sa vypočítala ako súčet výšky pňa a dĺžky kmeňa.

Hrúbka $d_{1,3}$ ako priemer z dvoch na seba kolmých meraní s presnosťou na mm.

Celý kmeň sa od hrubšieho konca rozdelil na 2m sekcie a v strede každej sekcie sa zistila hrúbka s kôrou z dvoch na seba kolmých hrúbok pomocou Fluryho milimetrovej priemerky. V mieste merania jednotlivých hrúbok sa hĺbkovým meradlom zistila aj hrúbka kôry. Odčítaním dvojnásobnej hrúbky kôry sa vypočítala hrúbka bez kôry.

Vetvy sa merali do hrúbky 7 cm na tenšom konci Huberovou metódou podľa 2m sekcií (ako u kmeňa), u tenších vetiev len celková dĺžka a stredová hrúbka. V mieste merania hrúbok sa u vetiev merala aj hrúbka kôry.

Z meraných taxačných veličín sa u každého buka vypočítali Huberovou metódou podľa 2m sekcií tieto druhy hmôt: hmota kmeňová s kôrou a bez kôry, hmota hrubiny s kôrou a bez kôry ako súčet hmoty kmeňovej s kôrou, resp. bez kôry a hmoty vetiev hrubiny s kôrou a bez kôry. Osobitne pre každý strom sa vypočítal aj objem kôry, hmota hrubiny vetiev a hmota všetkých vetiev.

KONŠTRUKCIA HMOTOVÝCH TABULIEK

Hmotové tabuľky určujú objem (hmotu) stromu v závislosti od jeho ávov hlavných argumentov, a to hrúbky $d_{1,3}$ a výšky. Hmota stromu je teda daná výrazom

$$h = f(d_{1,3}, v), \quad (1)$$

pričom základný výpočet pre hmotu stromu je

$$h = k_{1,3} \cdot v \cdot t_{1,3}, \quad (2)$$

kde $k_{1,3}$ — kruhová plocha stromu vo výške 1,3 m,

v — výška stromu,

$d_{1,3}$ — hrúbka stromu vo výške 1,3 m,

$t_{1,3}$ — nepravá výtvarnica.

Základnou úlohou vyhotovenia hmotových tabuliek je vyrovnanie objemov stromu h , alebo nepravých výtvarníc $t_{1,3}$ v závislosti od hrúbky $d_{1,3}$ a výšky. Na to sa v minulosti až dodnes vyvinuli viaceré metódy, no najmä:

a) metóda grafického vyrovnania nepravéj výtvarnice,

b) metóda matematicko-analytického vyrovnania hmôt alebo výtvarníc.

Metóda grafického vyrovňovania výtvarníc je najstaršia metóda, ktorá vznikla v dávnej minulosti, keď ešte neboli známe matematické a matematicko-štatistické metódy vyhodnotenia závislostí. Touto metódou boli vyhotovené napr. Grundner-Schwappachove hmotové tabuľky. V súčasnej dobe táto metóda nemá širšie uplatnenie.

V našom prípade sme pre konštrukciu hmotových tabuliek pre buk použili druhú, modernejšiu metódu. Z domácej i zahraničnej literatúry je známe, že nepravé výtvarnice na rozdiel od hmoty majú tú vlastnosť, že vo všetkých kombináciách hrúbky $d_{1,3}$ a výšky vykazujú rovnaký rozptyl. Na základe toho možno povedať, že vyrovnanie hodnôt vý-

tvárníc má relatívne rovnakú presnosť v celom rozsahu empirického materiálu. Túto prednosť vyrovnávania empirického materiálu pomocou nepravých výtvarníc využilo mnoho autorov najmä v zahraničí. Z domácich autorov najmä Páv (1966) a Čermák (1974) dokázali pomocou matematicko-štatistických testov jej prednosť, opodstatnenosť a vhodnosť pre použitie na zostavenie hmotových tabuliek. Preto sme sa rozhodli, po získaní určitých skúseností aj z priameho vyrovnávania hmôt, prejsť na vyrovnávanie nepravých výtvarníc.

METODICKÝ POSTUP ZALOŽENÝ NA VYROVNANÍ NEPRAVÝCH VÝTVARNÍC

Pre konštrukciu hmotových tabuliek sme zvolili analytickú metódu výpočtu jednotlivých druhov hmôt z vyrovnaných výtvarníc, vychádzajúc zo základného vzorca pre výpočet hmoty stromu

$$h = k_{1,3} \cdot v \cdot t_{1,3}, \quad (2)$$

z ktorého

$$t_{1,3} = \frac{h}{k_{1,3} \cdot v} \quad (3)$$

Podľa tohoto vzorca sme v ÚVT VŠLD (Válka 1977) vypočítali nepravé výtvarnice pre celý empirický materiál (1886 stromov), a to pre hmôt s kôrou a bez kôry a hrubinu s kôrou a bez kôry.

Za tým účelom, aby sme dospeli k výslednej vyrovnávajúcej funkcii pre nepravú výtvarnicu, ktorej závislosť sa všeobecne určuje podľa vzťahu

$$t_{1,3} = f(d_{1,3}, v) \quad (4)$$

bolo potrebné preskúmať najprv jej čiastkové závislosti, a to

$$t_{1,3} = f(d_{1,3}) \text{ pre konštantné výšky,} \quad (5)$$

$$t_{1,3} = f(v) \text{ pre konštantné hrúbky } d_{1,3}. \quad (6)$$

Určenie závislosti výtvarníc od hrúbok $d_{1,3}$ pri konštantných výškach

Ako pomôcku na zistenie tejto čiastkovej závislosti všetkých uvažovaných druhov výtvarníc sme zostavili grafikon, v ktorom sme nad príslušné hrúbky $d_{1,3}$ vyniesli priemerné empirické hodnoty nepravých výtvarníc (pre konštantné výšky). Z priebehu vynesných empirických hodnôt výtvarníc nebolo možné jednoznačne určiť tvar príslušnej závislosti. Aby sme však túto závislosť čo najpresnejšie určili, urobili sme vyrovnanie výtvarníc podľa 8 typov funkcií, priamkou počínajúc a hyperbolou 3. stupňa končiac.

Preskúmanie predmetnej čiastkovej závislosti uvažovaných druhov výtvarníc všetkými 8 rovnicami bolo prácne a obsiahle, aj keď sme ho vykonali na SP TESLA 200 podľa programu, ktorý zostavil Válka (1974). Výstupné informácie z počítača obsahovali okrem vypočítaných koeficientov k_i pre každú rovnicu aj súčty štvorcov odchýlok, hodnoty Gaussovho kritéria a indexy korelácie. Pre rozhodnutie sa a určenie tej rovnice, ktorá bude najlepšie a najpriliehavejšie vyrovnávať rozptýlené hodnoty výtvarníc pokusného materiálu, sme použili tieto štatistické charakteristiky:

ako hlavnú — smerodajnú odchýlku S_x pozorovaných hodnôt od vyrovnaných, ako mieru presnosti vyrovnania;

ako pomocnú — index korelácie IK , ako mieru tesnosti vzťahu medzi skúmanými veličinami.

Za najvhodnejšiu sme považovali tú rovnicu, u ktorej smerodajná odchýlka bola najmenšia a index korelácie najvyšší. Na základe početnosti opakovania sa najvhodnejšieho typu funkcií podľa veľkosti S_x a IK sme zistili, že závislosť všetkých uvažovaných druhov výtvarníc od hrúbok $d_{1,3}$ pri konštantných výškach najlepšie vystihuje funkcia, ktorej tvar je

$$t = k_1 + \frac{k_2}{d} + \frac{k_3}{d^2} + \frac{k_4}{d^3}, \quad (7)$$

kde t — nepravá výtvarnica,
 k — koeficient,
 d — hrúbka $d_{1,3}$.

Určenie závislosti výtvarníc od výšok pri konštantných hrúbkach $d_{1,3}$

Postup zistenia tejto závislosti, t. j. $t_{1,3} = f(v)$ pre fixované hrúbky $d_{1,3}$ bol zhodný s predchádzajúcim čiastkovým vyrovnaním. Vyrovnanie bolo urobené podľa spomínaných 8 rovníc s tým rozdielom, že namiesto hrúbky $d_{1,3}$ boli v rovniciach dosadzované výšky v .

Na základe početnosti opakovania sa najvhodnejšieho typu funkcie podľa veľkosti smerodajnej odchýlky S_x a indexu korelácie sme zistili, že závislosť všetkých uvažovaných druhov výtvarníc od výšok (pre fixované hrúbky $d_{1,3}$) v celom rozsahu empirického materiálu najlepšie vystihuje tento tvar funkcie

$$t = k_1 + k_2 \cdot v. \quad (8)$$

Určenie závislosti výtvarníc od hrúbok $d_{1,3}$ a výšok

V predchádzajúcich kapitolách sme zatiaľ preskúmali a vyriešili len čiastkové závislosti výtvarníc buka. Aby sme z týchto čiastkových regresných rovníc obdržali výsledné rovnice pre všetky uvádzané druhy výtvarníc v závislosti od oboch premenných veličín, museli sme zabezpečiť, aby bola splnená podmienka

$$t_{1,3} = f(d_{1,3}, v). \quad (4)$$

Túto podmienku môžeme splniť tak, že v rovnici (7) zistíme a matematickou formuláciou stanovíme priebeh hodnôt všetkých parametrov ($k_1 - k_4$) v závislosti od výšok, resp. v rovnici (8) priebeh hodnôt parametrov (k_1, k_2) v závislosti od hrúbok $d_{1,3}$.

Tým spôsobom potom v rovnici (7) bude okrem premennej d vystupovať aj premenná v a v rovnici (8) okrem premennej v aj premenná d . Tak vznikli dve výsledné regresné rovnice, ktoré vyjadrujú závislosť výtvarníc od hrúbok $d_{1,3}$ a od výšok. Tieto rovnice, hoci by aj mali odlišný matematický tvar, mali by v konečnom dôsledku poskytovať rovnaké, alebo aspoň približne rovnaké výsledky.

Z priebehu vynesných hodnôt parametrov k_1, k_2 rovnice (8) v grafikóne, no najmä z výsledkov vypočítaných štatistických charakteristík (S_x, IK) pre spomínaných 8 rôznych funkcií, sa ukázala ako najlepšia rovnica:

pre výtvarnicu kmeňovú s kôrou a bez kôry

$$k_1 = (p_1 + p_2d + p_3d^2 + p_4d^3) \quad (9)$$

$$k_2 = (p_5 + p_6d + p_7d^2 + p_8d^3) \quad (10)$$

a pre výtvarnicu hrubiny s kôrou a bez kôry

$$k_1 = \left(p_1 + \frac{p_2}{d} + \frac{p_3}{d^2} + \frac{p_4}{d^3} \right) \quad (11)$$

$$k_2 = p_5 + p_6 d + p_7 d^2 = p_8 d^3 \quad (12)$$

Po dosadení do pôvodnej rovnice (8), t. j. $t = k_1 + k_2 \cdot v$ a po určitej matematickej úprave, dostaneme výsledné vyrovnávajúce rovnice pre výtvarnicu kmeňovú s kôrou a bez kôry

$$t = p_1 + p_2 d + p_3 d^2 + p_4 d^3 + p_5 v + p_6 d v + p_7 d^2 v + p_8 d^3 v \quad (13a)$$

a pre výtvarnicu hrubiny s kôrou a bez kôry

$$t = p_1 + \frac{p_2}{d} + \frac{p_3}{d^2} + \frac{p_4}{d^3} + p_5 v + p_6 d v + p_7 d^2 v + p_8 d^3 v \quad (14a)$$

Analogickým postupom, ako pri určovaní regresných rovníc (13a) a (14a) sme z čiastkového vyrovnania rovnice (7) dospeli aj k výslednej vyrovnávajúcej regresnej rovnici,

$$t = p_1 + \frac{p_2}{v} + \frac{p_3}{v^2} + \frac{p_4}{d} + \frac{p_5 \cdot v}{d} + \frac{p_6 \cdot v^2}{d} + \frac{p_7}{d^2} + \frac{p_8}{d^2 \cdot v} + \frac{p_9}{d^2 \cdot v^2} + \frac{p_{10}}{d^3} + \\ + \frac{p_{11} \cdot v}{d^3} + \frac{p_{12} \cdot v^2}{d^3}, \quad (15a)$$

ktorá má rovnaký tvar pre výtvarnicu kmeňovú s kôrou a bez kôry, ako aj pre výtvarnicu hrubiny s kôrou a bez kôry.

Týmto spôsobom sme získali dva páry rovníc, a to rovnicu (13a) a (15a) pre výtvarnicu kmeňovú s kôrou a bez kôry a rovnicu (14a) a (15a) pre výtvarnicu hrubiny s kôrou a bez kôry, ktoré by mali vyrovnávať výtvarnice pre uvedený druh rovnako alebo približne rovnako.

Na základe rovnice (13a) a (15a) a vypočítaných koeficientov sme zostavili dvoje tabuľky výtvarníc pre hmotu kmeňovú s kôrou a bez kôry a na základe rovnice (14a) a (15a) a príslušných koeficientov dvoje tabuľky výtvarníc pre hmotu hrubiny s kôrou a bez kôry — podľa programu zostaveného Váľkom (1974) v ÚVT VŠLD. Vypočítané hodnoty koeficientov $p_1 - p_8$ pre rovnice (13a) a (14a) a príslušné druhy výtvarníc sú uvedené v tabuľke II.

Tabuľky výtvarníc, zostavené podľa uvádzaných 4 regresných rovníc, sme podrobili testom 1—4 (zmienime sa o nich v nasledujúcej kapitole). Z testov vyplynulo, že obe rovnice, t. j. rovnica (13a) a (15a) pre výtvarnicu kmeňovú s kôrou a bez kôry, ako aj rovnica (14a) a (15a) pre výtvarnicu hrubiny s kôrou a bez kôry, empirický materiál spoľahlivo s dobrou priliehavosťou vyrovnávajú. To znamená, že obidva páry rovníc pre príslušný druh výtvarnice môžeme použiť pre konštrukciu hmotových tabuliek.

II. Údaje pre matematicko-štatistické zhodnotenie vyrovnaní hmôt kmeňových s kôrou vypočítaných podľa rovnice (13b). —
Data for mathematical-statistical evaluation of the correction of stem volumes with bark calculated according to equation No. 13b

Výšková trieda m	1						2					3					4				
	Počet znamienok				Kritická hranica		Počet iterácií			Spolu	Kritická hranica	Dĺžka iterácie			Skutočná	Kritická	Počet	Priem. % odchýlka	Smerodajná odchýlka	Hodnota	
																				skut.	krit.
	+	-	0	Σ	dol.	hor.	+	-	0	u	u _α	+	-	0	k	u _k	n	$\bar{x}$	S _x %	t	t _{0,05}
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
6	1	1	—	2	-1,065	3,065	1	1	—	2	2,960	2	4	—	4	4,285	2	-5,77	11,29	2,399	2,920
8	10	15	—	25	8,230	16,770	6	6	—	12	17,185	4	7	—	7	7,929	25	-3,74	14,75	1,664	1,708
10	16	17	—	33	11,637	21,363	9	8	—	17	21,789	5	7	—	7	8,329	33	-0,18	17,84	0,063	1,693
12	25	24	—	49	18,627	30,373	12	12	—	24	30,813	5	3	—	5	8,900	49	5,08	22,11	1,640	1,678
14	53	38	—	91	37,564	53,437	20	19	—	39	53,893	7	7	—	7	9,793	91	5,20	15,01	1,601	1,664
16	69	91	—	160	69,596	90,404	39	40	—	79	90,872	6	7	—	7	10,607	160	-2,60	12,21	1,636	1,645
18	67	76	—	143	61,665	81,336	36	36	—	72	81,801	5	7	—	7	10,445	143	0,92	13,67	0,805	1,645
20	77	56	—	133	56,940	76,060	30	30	—	60	76,530	10	6	—	10	10,340	133	2,11	13,63	1,587	1,645
22	73	68	—	141	60,734	80,267	35	35	—	70	80,732	5	10	—	10	10,425	141	0,57	13,02	0,516	1,645
24	72	87	—	159	69,129	89,872	39	39	—	78	90,339	6	7	—	7	10,598	159	-2,89	9,81	1,614	1,645
26	82	104	—	186	81,783	104,218	34	35	—	69	104,687	6	11	—	11	10,824	186	-1,19	9,42	1,626	1,645
28	104	93	—	197	86,956	110,045	49	49	—	98	110,515	5	8	—	8	10,907	197	-0,08	9,69	0,194	1,645
30	99	105	—	204	90,252	113,748	49	49	—	98	114,219	8	6	—	8	10,958	204	0,56	9,76	0,824	1,645
32	73	81	—	154	66,793	87,207	39	39	—	78	87,674	7	5	—	7	10,552	154	-0,09	9,10	0,117	1,645
34	78	59	—	137	58,873	78,128	36	36	—	72	78,592	6	4	—	6	10,383	137	1,43	10,99	1,528	1,645
36	27	33	—	60	23,528	36,472	15	16	—	31	36,918	5	3	—	5	9,192	60	-1,76	8,55	1,598	1,671
38	6	6	—	12	2,914	9,087	3	2	—	5	9,456	3	4	—	4	6,870	12	-1,28	8,17	0,542	1,782
Spolu	932	954	—	1886	907,280	978,719	452	452	—	904	978,711	10	11	—	11	14,166	1886	0,00	2,12	0,006	1,645

Hmotové tabuľky pre buk sme vypočítali a zostavili do tabelárnych prehľadov na základe klasického vzorca

$$h = k_{1,3} \cdot v \cdot t_{1,3}, \quad (2)$$

kde

$$k_{1,3} = \frac{\pi}{4} d_{1,3}^2.$$

Ak do vzorca (2) za výtvarnicu $t_{1,3}$ dosadíme výsledné regresné rovnice výtvarníc (13a, 14a, 15a), dostaneme pre jednotlivé druhy hmôt regresné rovnice vo všeobecnom tvare:

pre hmotu kmeňovú s kôrou a bez kôry (dosadená rovnica 13a do rovnice 2) rovnicu

$$h = \frac{\pi}{4} d_{1,3}^2 \cdot 10^{-4} \cdot v (p_1 + p_2 d + p_3 d^2 + p_4 d^3 + p_5 \cdot v + p_6 d \cdot v + p_7 d^2 \cdot v + p_8 d^3 \cdot v), \quad (13b)$$

pre hmotu hrubiny s kôrou a bez kôry (dosadená rovnica 14a do rovnice 2)

$$h = \frac{\pi}{4} d_{1,3}^2 \cdot 10^{-4} \cdot v (p_1 + \frac{p_2}{d} + \frac{p_3}{d^2} + \frac{p_4}{d^3} + p_5 \cdot v + p_6 d \cdot v + p_7 d^2 \cdot v + p_8 d^3 \cdot v), \quad (14b)$$

a dosadením rovnice (15a) do rovnice (2) spoločnú rovnicu pre všetky 4 uvádzané druhy hmôt

$$h = \frac{\pi}{4} d_{1,3}^2 \cdot 10^{-4} \cdot v \left(p_1 + \frac{p_2}{v} + \frac{p_3}{v^2} + \frac{p_4}{d} + \frac{p_5 \cdot v}{d} + \frac{p_6 \cdot v^2}{d} + \frac{p_7}{d^2} + \frac{p_8}{d^2 \cdot v} + \frac{p_9}{d^2 \cdot v^2} + \frac{p_{10}}{d^3} + \frac{p_{11} \cdot v}{d^3} + \frac{p_{12} \cdot v^2}{d^3} \right). \quad (15b)$$

Na základe výsledných regresných rovníc sme zostavili pre každý druh hmoty dvojce hmotové tabuľky. Pre praktickú potrebu je však oveľa lepšie, aby samotné hmotové tabuľky boli zostavené podľa jednej z dvoch temer rovnocenných tabuliek nepravých výtvarníc. Pre posúdenie, ktoré hmotové tabuľky lepšie priliehajú k empirickému materiálu, podrobili sme ich štatistickým testom (1–4), ktoré navrhol Páv (1966) a prakticky ro určitej úprave ich použil Čermák (1974) pri konštrukcii hmotových tabuliek pre dub.

Tieto testy sú vhodné na sledovanie dostatočného priblíženia tabuľkových hodnôt k pozorovaným. Z nich prvé 3 sú zamerané na zmysel chýb a posledný na určenie kvantitatívnej veľkosti chyby. Stručná charakteristika testov je táto:

Test č. 1 vychádza z hypotézy, aby počet kladných a záporných znamienok hodnôt empirických od tabuľkových bol rovnaký.

Test č. 2 vychádza z hypotézy, aby počet iterácií znamienok bol náhodný.

III. Hodnoty koeficientov regresných rovníc. — Values of coefficients of regressive equations

Koeficient p_i	Hodnoty koeficientov pre			
	výtvarnicu (hmotu) kmeňovú		výtvarnicu (hmotu) hrubiny	
	s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
	vypočítané pre regresné rovnice			
	(13 a, b)		(14 a, b)	
p_1	0,676 631 311	0,584 387 291	0,564 707 688	0,542 013 151
p_2	$-0,142\ 524\ 815 \cdot 10^{-1}$	$-0,113\ 654\ 786 \cdot 10^{-1}$	$-2,325\ 652\ 730$	$-3,118\ 300\ 690$
p_3	$0,291\ 806\ 808 \cdot 10^{-3}$	$0,248\ 608\ 704 \cdot 10^{-3}$	$0,392\ 594\ 930 \cdot 10^{+2}$	$0,443\ 274\ 566 \cdot 10^{+2}$
p_4	$-0,211\ 296\ 852 \cdot 10^{-5}$	$-0,187\ 676\ 324 \cdot 10^{-5}$	$-0,233\ 762\ 065 \cdot 10^{+3}$	$-0,235\ 972\ 716 \cdot 10^{+3}$
p_5	$-0,312\ 671\ 449 \cdot 10^{-2}$	$-0,277\ 197\ 483 \cdot 10^{-2}$	$-0,141\ 540\ 405 \cdot 10^{-2}$	$-0,107\ 177\ 084 \cdot 10^{-2}$
p_6	$0,266\ 625\ 592 \cdot 10^{-3}$	$0,240\ 333\ 213 \cdot 10^{-3}$	$-0,182\ 856\ 747 \cdot 10^{-5}$	$-0,186\ 003\ 884 \cdot 10^{-4}$
p_7	$-0,591\ 398\ 197 \cdot 10^{-5}$	$-0,539\ 657\ 513 \cdot 10^{-2}$	$0,620\ 653\ 033 \cdot 10^{-6}$	$0,880\ 627\ 782 \cdot 10^{-6}$
p_8	$0,418\ 813\ 634 \cdot 10^{-7}$	$0,387\ 021\ 221 \cdot 10^{-7}$	$-0,476\ 942\ 633 \cdot 10^{-8}$	$-0,599\ 567\ 437 \cdot 10^{-8}$

Test č. 3 vychádza z hypotézy, že dĺžka iterácie znamienok je náhodilá. Hypotézu sme považovali za prijatú, keď dĺžka radu za sebou idúcich znamienok rovnakého druhu neprekročí určitú kritickú hranicu.

Test č. 4 overoval hypotézu, či priemerná odchýlka hodnôt empirických od tabuľkových je nulová.

Uvedené testy aj s príslušnými vzorcami sú podrobne popísané v práci autora (Hubač 1975).

Hmotové tabuľky pre buk, ktoré sme zostrojili na základe všetkých štyroch výsledných regresných rovníc, sme podrobili opísaným testom. Pre ilustráciu uvádzame vypočítané výsledky týchto testov len pre regresnú rovnicu (13b), a to pre hmotu kmeňovú s kôrou v tabuľke III pre 2m výškové triedy. Z porovnania výsledkov týchto testov je možné vysloviť tieto závery:

a) Hypotéza testu č. 1 je splnená pre rovnicu (13b), (14b) a (15b) pre celý rozsah empirického materiálu, pretože skutočný počet kladných a záporných znamienok je v rozmedzí kritických hodnôt (pozri spodný riadok tabuľky III). Z príslušných výsledkov tohoto testu v jednotlivých výškových triedach sa ukázalo, že kritická hodnota bola u hmoty kmeňovej s kôrou, vypočítanej podľa rovnice (13b), prekročená len u výškovej triedy 16 m, podľa rovnice (15b) v štyroch výškových triedach. Pri hmote hrubiny s kôrou bola vo výškových triedach prekročená kritická hranica podľa rovnice (15b) v piatich prípadoch, kým podľa rovnice (14b) len v jednom prípade.

b) Hypotéza testu č. 2 je v celom rozsahu empirického materiálu u oboch dvojíc rovníc vcelku i v jednotlivých výškových triedach splnená.

c) Hypotéza testu č. 3 je vcelku splnená. Vo výškových triedach pre hmotu kmeňovú s kôrou sa mierne prekračuje kritická hodnota v jednej triede a v 3 prípadoch u hmoty hrubiny s kôrou u rovnice (15b).

d) Hypotéza testu č. 4 je v celom rozsahu podľa oboch dvojíc rovníc splnená. U rovnice (15b) nie je táto hypotéza splnená u hmoty kmeňovej s kôrou ani u hmoty hrubiny s kôrou v piatich výškových triedach.

Po celkovom zhodnotení jednotlivých testov pre rovnice (13b) a (15b), resp. rovnice (14b) a (15b), vychádza záver, že empirický materiál hmoty kmeňovej s kôrou vyrovňuje presnejšie rovnica (13b) a empirický materiál hmoty hrubiny s kôrou rovnica (14b). Tieto rovnice sme preto použili aj na zostavenie príslušných hmotových tabuliek. Pre praktickú potrebu použiteľnosti hmotových tabuliek je výhodnejšie, ak sa pre príslušný druh hmoty (s kôrou a bez kôry) použije rovnaký typ rovnice. Preto sme hmotové tabuľky pre hmotu kmeňovú bez kôry a hmotu hrubiny bez kôry netestovali, ale použili ten typ rovníc, ktorý na základe testovacích kritérií vykazoval najlepšie výsledky pri hmotových tabuľkách pre príslušné druhy hmôt s kôrou. Takto sú hmotové tabuľky pre hmotu kmeňovú s kôrou a bez kôry, ako i hmotové tabuľky pre hmotu hrubiny s kôrou a bez kôry zostavené podľa toho istého typu rovnice, t. j. podľa rovnice (13b), resp. (14b), zmenené sú len ich koeficienty (tabuľka III).

Kompletné hmotové tabuľky pre buk sú uvedené v tabuľke IV, a to pre tieto druhy hmôt: hmotu kmeňovú s kôrou, hmotu kmeňovú bez kôry, hmotu hrubiny s kôrou, hmotu hrubiny bez kôry.

KONTROLA HMOTOVÝCH TABULIEK

Pre kontrolu zostavených hmotových tabuliek pre buk sa zmeralo na území ČSSR, kde sa meral aj pokusný materiál (tabuľka I), úmerne k počtu pokusného materiálu podľa 2m sekcií 262 (pre hmotu kmeňovú), resp. 254 (pre hmotu hrubiny) bežne ťažených

IV. Hmotové tabuľky pre buk. — Volume tables for beech

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmota			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m^3			
10	6	0,026	0,023	0,023	0,020
	7	0,030	0,027	0,026	0,024
	8	0,035	0,031	0,030	0,027
	9	0,039	0,034	0,034	0,030
	10	0,043	0,038	0,037	0,033
	11	0,048	0,042	0,041	0,037
	12	0,052	0,046	0,045	0,040
	13	0,056	0,049	0,048	0,043
	14	0,060	0,053	0,052	0,046
	15	0,064	0,057	0,055	0,049
	16	0,068	0,060	0,059	0,053
	17	0,073	0,064	0,062	0,056
	18	0,077	0,068	0,066	0,059
	19	0,081	0,071	0,069	0,062
	20	0,085	0,075	0,073	0,065
	21	0,089	0,078	0,076	0,068
	22	0,093	0,082	0,080	0,071
	23	0,097	0,086	0,083	0,074
	24	0,101	0,089	0,086	0,077
	25	0,105	0,093	0,090	0,080
	26	0,109	0,096	0,093	0,083
	27	0,113	0,100	0,096	0,086
	28	0,117	0,103	0,100	0,089
14	6	0,049	0,043	0,047	0,042
	7	0,057	0,050	0,054	0,049
	8	0,065	0,057	0,062	0,055
	9	0,073	0,065	0,070	0,062
	10	0,081	0,072	0,077	0,069
	11	0,089	0,079	0,085	0,076
	12	0,097	0,086	0,092	0,082
	13	0,105	0,093	0,099	0,089
	14	0,113	0,100	0,107	0,095
	15	0,121	0,107	0,114	0,102
	16	0,128	0,114	0,121	0,109
	17	0,136	0,121	0,129	0,115
	18	0,144	0,128	0,136	0,121
	19	0,152	0,135	0,143	0,128
	20	0,160	0,142	0,150	0,134
	21	0,168	0,149	0,157	0,141
	22	0,176	0,156	0,164	0,147
	23	0,184	0,163	0,171	0,153
	24	0,191	0,170	0,178	0,159
	25	0,199	0,177	0,185	0,166
	26	0,207	0,184	0,192	0,172
	27	0,215	0,191	0,199	0,178

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmota			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m^3			
14	28	0,223	0,198	0,205	0,184
	29	0,230	0,205	0,212	0,190
	30	0,238	0,212	0,219	0,196
18	8	0,102	0,092	0,103	0,093
	9	0,115	0,103	0,116	0,104
	10	0,128	0,114	0,128	0,115
	11	0,141	0,126	0,141	0,127
	12	0,153	0,137	0,153	0,138
	13	0,166	0,149	0,165	0,149
	14	0,179	0,160	0,178	0,160
	15	0,192	0,172	0,190	0,171
	16	0,205	0,183	0,202	0,182
	17	0,217	0,195	0,214	0,193
	18	0,230	0,206	0,226	0,204
	19	0,243	0,218	0,238	0,214
	20	0,256	0,229	0,250	0,225
	21	0,268	0,241	0,262	0,236
	22	0,281	0,252	0,274	0,246
	23	0,294	0,263	0,285	0,257
	24	0,307	0,275	0,297	0,267
	25	0,320	0,286	0,308	0,278
	26	0,332	0,298	0,320	0,288
	27	0,345	0,309	0,331	0,298
	28	0,358	0,321	0,343	0,308
	29	0,371	0,332	0,354	0,319
	30	0,383	0,344	0,365	0,329
	31	0,396	0,355	0,376	0,339
	32	0,409	0,367	0,387	0,349
	33	0,422	0,378	0,398	0,359
	34	0,435	0,390	0,409	0,368
22	8	0,147	0,133	0,155	0,140
	9	0,166	0,150	0,174	0,157
	10	0,184	0,166	0,192	0,174
	11	0,203	0,183	0,211	0,191
	12	0,222	0,200	0,230	0,208
	13	0,240	0,217	0,248	0,225
	14	0,259	0,234	0,267	0,242
	15	0,277	0,251	0,285	0,258
	16	0,296	0,267	0,303	0,275
	17	0,315	0,284	0,322	0,291
	18	0,334	0,301	0,340	0,308
	19	0,352	0,318	0,358	0,324
	20	0,371	0,335	0,376	0,340

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmotnosť			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m^3			
22	21	0,390	0,352	0,393	0,356
	22	0,409	0,369	0,411	0,372
	23	0,428	0,386	0,429	0,388
	24	0,447	0,403	0,446	0,404
	25	0,466	0,421	0,464	0,420
	26	0,484	0,438	0,481	0,435
	27	0,503	0,455	0,498	0,451
	28	0,522	0,472	0,516	0,467
	29	0,541	0,489	0,533	0,482
	30	0,561	0,507	0,550	0,497
	31	0,580	0,524	0,567	0,513
	32	0,599	0,541	0,583	0,528
	33	0,618	0,558	0,600	0,543
	34	0,637	0,576	0,617	0,558
	35	0,656	0,593	0,633	0,573
26	10	0,250	0,228	0,270	0,246
	11	0,276	0,251	0,296	0,270
	12	0,301	0,274	0,323	0,294
	13	0,327	0,297	0,349	0,318
	14	0,352	0,320	0,375	0,341
	15	0,378	0,344	0,401	0,365
	16	0,403	0,367	0,426	0,388
	17	0,429	0,390	0,452	0,412
	18	0,455	0,414	0,478	0,435
	19	0,481	0,437	0,503	0,458
	20	0,507	0,461	0,528	0,481
	21	0,533	0,485	0,553	0,504
	22	0,559	0,508	0,578	0,527
	23	0,585	0,532	0,603	0,549
	24	0,611	0,556	0,628	0,572
	25	0,637	0,580	0,653	0,594
	26	0,663	0,604	0,677	0,616
	27	0,689	0,627	0,702	0,639
	28	0,716	0,651	0,726	0,661
	29	0,742	0,675	0,750	0,683
	30	0,769	0,700	0,774	0,704
	31	0,795	0,724	0,798	0,726
	32	0,822	0,748	0,822	0,748
	33	0,848	0,772	0,846	0,769
	34	0,875	0,797	0,870	0,791
	35	0,902	0,821	0,893	0,812
30	10	0,326	0,299	0,362	0,331
	11	0,359	0,329	0,397	0,364
	12	0,393	0,360	0,432	0,396

Pokračovanie tabuľky IV

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmota			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m^3			
30	13	0,426	0,390	0,467	0,428
	14	0,459	0,421	0,502	0,460
	15	0,493	0,452	0,537	0,492
	16	0,526	0,482	0,572	0,523
	17	0,560	0,513	0,606	0,555
	18	0,594	0,544	0,641	0,586
	19	0,628	0,575	0,675	0,617
	20	0,662	0,607	0,709	0,648
	21	0,696	0,638	0,743	0,679
	22	0,730	0,669	0,776	0,710
	23	0,765	0,701	0,810	0,741
	24	0,799	0,732	0,843	0,771
	25	0,833	0,764	0,877	0,802
	26	0,868	0,795	0,910	0,832
	27	0,903	0,827	0,943	0,862
	28	0,938	0,859	0,976	0,892
	29	0,972	0,891	1,009	0,922
	30	1,007	0,923	1,041	0,951
	31	1,042	0,955	1,073	0,981
	32	1,078	0,987	1,106	1,010
	33	1,113	1,030	1,138	1,039
	34	1,148	1,052	1,170	1,069
	35	1,184	1,085	1,202	1,098
	36	1,219	1,117	1,233	1,126
	37	1,255	1,150	1,265	1,155
	38	1,291	1,183	1,296	1,184
34	11	0,454	0,419	0,513	0,472
	12	0,496	0,457	0,559	0,514
	13	0,538	0,496	0,604	0,556
	14	0,581	0,535	0,650	0,597
	15	0,623	0,574	0,695	0,638
	16	0,666	0,614	0,740	0,680
	17	0,709	0,653	0,784	0,721
	18	0,751	0,693	0,829	0,762
	19	0,794	0,732	0,873	0,802
	20	0,838	0,772	0,918	0,843
	21	0,881	0,812	0,962	0,883
	22	0,924	0,852	1,006	0,924
	23	0,968	0,892	1,049	0,964
	24	1,012	0,933	1,093	1,003
	25	1,056	0,973	1,136	1,043
	26	1,100	1,013	1,180	1,083
	27	1,144	1,054	1,223	1,122
	28	1,188	1,095	1,265	1,161
	29	1,232	1,136	1,308	1,200
	30	1,277	1,177	1,351	1,239

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmota			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m^3			
34	31	1,321	1,218	1,393	1,278
	32	1,366	1,259	1,435	1,317
	33	1,411	1,301	1,477	1,355
	34	1,456	1,342	1,519	1,393
	35	1,502	1,384	1,561	1,431
	36	1,547	1,426	1,602	1,469
	37	1,592	1,467	1,644	1,507
	38	1,638	1,509	1,685	1,544
	39	1,684	1,552	1,726	1,582
	40	1,730	1,594	1,767	1,619
38	13	0,664	0,616	0,760	0,701
	14	0,716	0,664	0,817	0,754
	15	0,769	0,713	0,874	0,806
	16	0,821	0,761	0,931	0,858
	17	0,874	0,810	0,987	0,910
	18	0,927	0,859	1,043	0,962
	19	0,980	0,909	1,100	1,014
	20	1,034	0,958	1,156	1,065
	21	1,087	1,008	1,211	1,117
	22	1,141	1,057	1,267	1,168
	23	1,195	1,107	1,322	1,218
	24	1,249	1,157	1,377	1,269
	25	1,303	1,207	1,432	1,320
	26	1,357	1,258	1,487	1,370
	27	1,412	1,308	1,542	1,420
	28	1,467	1,359	1,596	1,470
	29	1,521	1,410	1,650	1,520
	30	1,577	1,460	1,704	1,569
	31	1,632	1,512	1,758	1,619
	32	1,687	1,563	1,812	1,668
	33	1,743	1,614	1,865	1,727
	34	1,799	1,666	1,918	1,766
	35	1,854	1,718	1,971	1,814
	36	1,911	1,770	2,024	1,863
	37	1,967	1,822	2,077	1,911
	38	2,023	1,874	2,129	1,959
	39	2,080	1,926	2,182	2,007
	40	2,137	1,979	2,234	2,055
42	14	0,866	0,807	1,005	0,930
	15	0,930	0,866	1,075	0,995
	16	0,993	0,925	1,145	1,059
	17	1,057	0,984	1,215	1,124
	18	1,121	1,044	1,284	1,188
	19	1,185	1,104	1,353	1,252
	20	1,250	1,164	1,423	1,316

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmota			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m ³			
42	21	1,315	1,224	1,492	1,379
	22	1,379	1,284	1,560	1,443
	23	1,444	1,345	1,629	1,506
	24	1,510	1,405	1,697	1,569
	25	1,575	1,466	1,765	1,632
	26	1,641	1,527	1,833	1,694
	27	1,707	1,588	1,901	1,757
	28	1,773	1,650	1,968	1,819
	29	1,839	1,711	2,036	1,881
	30	1,906	1,773	2,103	1,943
	31	1,972	1,835	2,170	2,004
	32	2,039	1,897	2,236	2,066
	33	2,106	1,960	2,303	2,127
	34	2,174	2,022	2,369	2,188
	35	2,241	2,085	2,435	2,248
	36	2,309	2,148	2,501	2,309
	37	2,377	2,211	2,566	2,369
	38	2,445	2,274	2,632	2,429
	39	2,513	2,338	2,697	2,489
	40	2,582	2,401	2,762	2,549
46	14	1,030	0,963	1,213	1,125
	15	1,105	1,033	1,298	1,204
	16	1,181	1,104	1,382	1,283
	17	1,256	1,174	1,467	1,361
	18	1,332	1,245	1,551	1,439
	19	1,409	1,317	1,635	1,517
	20	1,485	1,388	1,719	1,595
	21	1,562	1,460	1,803	1,672
	22	1,639	1,531	1,887	1,749
	23	1,716	1,603	1,970	1,827
	24	1,793	1,676	2,053	1,903
	25	1,871	1,748	2,136	1,980
	26	1,949	1,821	2,218	2,056
	27	2,027	1,894	2,301	2,133
	28	2,105	1,967	2,383	2,209
	29	2,184	2,040	2,465	2,284
	30	2,263	2,113	2,547	2,360
	31	2,342	2,187	2,628	2,435
	32	2,421	2,261	2,710	2,510
	33	2,500	2,335	2,791	2,585
	34	2,580	2,409	2,871	2,660
	35	2,660	2,484	2,952	2,734
	36	2,740	2,559	3,033	2,809
	37	2,821	2,634	3,113	2,883
	38	2,901	2,709	3,193	2,956
	39	2,982	2,784	3,273	3,030
	40	3,063	2,860	3,352	3,103

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmota			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m^3			
50	14	1,206	1,131	1,441	1,341
	15	1,294	1,213	1,543	1,435
	16	1,382	1,296	1,644	1,529
	17	1,470	1,379	1,745	1,623
	18	1,559	1,462	1,845	1,716
	19	1,648	1,545	1,946	1,810
	20	1,738	1,629	2,046	1,903
	21	1,827	1,713	2,146	1,995
	22	1,917	1,797	2,246	2,088
	23	2,007	1,882	2,345	2,181
	24	2,098	1,966	2,445	2,273
	25	2,188	2,051	2,544	2,365
	26	2,279	2,136	2,643	2,457
	27	2,370	2,221	2,742	2,548
	28	2,462	2,307	2,840	2,639
	29	2,553	2,393	2,938	2,731
	30	2,645	2,479	3,036	2,822
	31	2,737	2,565	3,134	2,912
	32	2,830	2,651	3,232	3,003
	33	2,922	2,738	3,329	3,093
	34	3,015	2,825	3,427	3,183
	35	3,108	2,912	3,524	3,273
	36	3,202	2,999	3,620	3,363
	37	3,296	3,087	3,717	3,452
	38	3,390	3,175	3,813	3,541
	39	3,484	3,263	3,909	3,630
	40	3,578	3,351	4,005	3,719
54	14	1,391	1,308	1,691	1,576
	15	1,493	1,403	1,810	1,687
	16	1,594	1,499	1,929	1,798
	17	1,697	1,595	2,047	1,909
	18	1,799	1,691	2,166	2,019
	19	1,902	1,788	2,284	2,129
	20	2,004	1,884	2,403	2,239
	21	2,108	1,981	2,520	2,349
	22	2,211	2,078	2,638	2,459
	23	2,315	2,176	2,756	2,568
	24	2,419	2,273	2,873	2,677
	25	2,523	2,371	2,990	2,786
	26	2,628	2,470	3,107	2,895
	27	2,733	2,568	3,224	3,004
	28	2,838	2,667	3,340	3,112
	29	2,944	2,766	3,456	3,220
	30	3,049	2,865	3,572	3,328
	31	3,155	2,964	3,688	3,436
	32	3,262	3,064	3,804	3,543

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmota			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m^3			
54	33	3,368	3,164	3,919	3,651
	34	3,475	3,265	4,035	3,758
	35	3,582	3,365	4,150	3,865
	36	3,690	3,466	4,264	3,971
	37	3,798	3,567	4,379	4,078
	38	3,906	3,668	4,493	4,184
	39	4,014	3,770	4,608	4,290
	40	4,123	3,872	4,722	4,396
58	14	1,583	1,492	1,960	1,832
	15	1,699	1,600	2,099	1,961
	16	1,814	1,709	2,237	2,090
	17	1,930	1,819	2,376	2,219
	18	2,047	1,928	2,514	2,348
	19	2,164	2,038	2,651	2,477
	20	2,281	2,149	2,789	2,605
	21	2,398	2,259	2,926	2,734
	22	2,516	2,370	3,064	2,862
	23	2,634	2,481	3,201	2,990
	24	2,753	2,593	3,338	3,117
	25	2,871	2,704	3,474	3,245
	26	2,991	2,817	3,611	3,372
	27	3,110	2,929	3,747	3,499
	28	3,230	3,042	3,883	3,626
	29	3,350	3,154	4,019	3,753
	30	3,470	3,268	4,155	3,880
	31	3,591	3,381	4,290	4,006
	32	3,712	3,495	4,425	4,132
	33	3,833	3,609	4,561	4,258
	34	3,955	3,724	4,695	4,384
	35	4,077	3,838	4,830	4,510
	36	4,199	3,953	4,965	4,635
	37	4,322	4,069	5,099	4,760
	38	4,445	4,184	5,233	4,886
	39	4,568	4,300	5,367	5,010
	40	4,692	4,417	5,501	5,135
62	16	2,036	1,922	2,570	2,405
	17	2,167	2,045	2,729	2,554
	18	2,298	2,169	2,888	2,703
	19	2,429	2,292	3,047	2,852
	20	2,561	2,417	3,205	3,000
	21	2,693	2,541	3,364	3,149
	22	2,826	2,667	3,522	3,297
	23	2,959	2,792	3,680	3,445
	24	3,092	2,918	3,838	3,593
	25	3,226	3,044	3,996	3,740

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmota			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m^3			
62	26	3,360	3,170	4,154	3,888
	27	3,495	3,297	4,311	4,035
	28	3,630	3,425	4,468	4,182
	29	3,765	3,552	4,626	4,329
	30	3,901	3,680	4,783	4,476
	31	4,037	3,809	4,939	4,623
	32	4,173	3,937	5,096	4,769
	33	4,310	4,066	5,252	4,916
	34	4,448	4,196	5,409	5,062
	35	4,585	4,326	5,565	5,208
	36	4,723	4,456	5,721	5,354
	37	4,862	4,587	5,877	5,499
	38	5,001	4,717	6,032	5,645
	39	5,140	4,849	6,188	5,790
	40	5,280	4,980	6,343	5,936
66	18	2,544	2,404	3,288	3,084
	19	2,690	2,542	3,470	3,254
	20	2,837	2,681	3,651	3,424
	21	2,984	2,820	3,832	3,594
	22	3,132	2,960	4,013	3,763
	23	3,280	3,100	4,194	3,933
	24	3,429	3,241	4,375	4,102
	25	3,578	3,382	4,555	4,272
	26	3,728	3,523	4,736	4,441
	27	3,878	3,665	4,916	4,610
	28	4,029	3,808	5,096	4,779
	29	4,180	3,951	5,276	4,948
	30	4,332	4,094	5,456	5,116
	31	4,485	4,238	5,635	5,285
	32	4,638	4,383	5,815	5,453
	33	4,791	4,528	5,994	5,622
	34	4,945	4,673	6,174	5,790
	35	5,099	4,819	6,353	5,958
	36	5,254	4,966	6,532	6,126
	37	5,410	5,113	6,711	6,294
	38	5,566	5,260	6,889	6,461
	39	5,722	5,408	7,068	6,629
	40	5,879	5,556	7,246	6,796
70	18	2,776	2,626	3,715	3,490
	19	2,937	2,779	3,921	3,683
	20	3,098	2,932	4,126	3,876
	21	3,261	3,086	4,331	4,068
	22	3,424	3,240	4,536	4,261
	23	3,588	3,395	4,741	4,454
	24	3,752	3,551	4,946	4,646
	25	3,917	3,707	5,151	4,839

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmota			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m ³			
70	26	4,083	3,864	5,355	5,031
	27	4,250	4,022	5,560	5,224
	28	4,417	4,181	5,764	5,416
	29	4,585	4,340	5,969	5,608
	30	4,754	4,500	6,173	5,800
	31	4,924	4,660	6,377	5,992
	32	5,094	4,821	6,581	6,184
	33	5,265	4,983	6,785	6,376
	34	5,436	5,146	6,989	6,567
	35	5,609	5,309	7,192	6,759
	36	5,782	5,473	7,396	6,950
	37	5,956	5,638	7,600	7,142
	38	6,130	5,803	7,803	7,333
	39	6,305	5,969	8,006	7,524
	40	6,481	6,136	8,209	7,716
74	19	3,156	2,990	4,398	4,138
	20	3,333	3,158	4,629	4,355
	21	3,510	3,326	4,860	4,572
	22	3,689	3,495	5,091	4,789
	23	3,868	3,665	5,321	5,006
	24	4,048	3,836	5,552	5,224
	25	4,230	4,009	5,782	5,441
	26	4,412	4,182	6,012	5,658
	27	4,596	4,356	6,243	5,875
	28	4,781	4,531	6,473	6,091
	29	4,966	4,707	6,703	6,308
	30	5,153	4,884	6,933	6,525
	31	5,340	5,062	7,163	6,742
	32	5,529	5,241	7,393	6,956
	33	5,719	5,421	7,623	7,175
	34	5,909	5,602	7,852	7,392
	35	6,101	5,784	8,082	7,608
	36	6,294	5,967	8,312	7,825
	37	6,488	6,151	8,541	8,041
	38	6,682	6,336	8,771	8,258
	39	6,878	6,522	9,000	8,474
	40	7,075	6,709	9,229	8,691
78	21	3,717	3,527	5,418	5,104
	22	3,911	3,710	5,675	5,347
	23	4,105	3,896	5,933	5,590
	24	4,302	4,082	6,190	5,832
	25	4,500	4,270	6,447	6,075
	26	4,699	4,460	6,705	6,318
	27	4,900	4,651	6,962	6,561
	28	5,103	4,843	7,219	6,804

Hrúbka $d_{1,3}$	Výška	Hmotnosť			
		kmeňová		hrubiny	
		s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
cm	m	m^3			
78	29	5,307	5,037	7,477	7,047
	30	5,512	5,233	7,734	7,290
	31	5,719	5,429	7,991	7,533
	32	5,927	5,627	8,248	7,775
	33	6,137	5,827	8,505	8,018
	34	6,349	6,028	8,762	8,261
	35	6,561	6,231	9,019	8,504
	36	6,776	6,435	9,276	8,747
	37	6,992	6,640	9,533	8,989
	38	7,209	6,847	9,789	9,232
	39	7,427	7,055	10,046	9,475
	40	7,648	7,265	10,303	9,718

bukových kmeňov. Metodika na meranie kontrolného materiálu bola totožná s metodikou pre pokusný materiál.

Hmotové tabuľky sme preskúšali tak, že skutočnú (empirickú) hmotu h_s každého kmeňa sme porovnali s hmotou uvedenou v priložených hmotových tabuľkách h_t v absolútnych a relatívnych hodnotách, t. j. vypočítali sme absolútny rozdiel (chybu Δ) podľa vzorca

$$\Delta = h_s - h_t \quad (16)$$

a tento rozdiel vyjadrený v % podľa vzorca

$$\Delta \% = \frac{\Delta}{h_s} \cdot 100. \quad (17)$$

Absolútne a percentické chyby sme zisťovali u všetkých uvažovaných druhov hmôt aj v rámci 2 cm hrúbkových tried a vypočítali sme pre ne základné štatistické charakteristiky: priemerné a smerodajné odchýlky a stredné kvadratické chyby. Prehľad o ich kolísaní a veľkosti podáva tabuľka V.

Z tabuľky V vyplýva, že priemerné odchýlky sú nulové alebo sa k nim blížila a že aj keď maximálne rozdiely (chyby) u jednotlivých kmeňov vyjadrené v % sa pohybujú v širokých rozmedziach, predsa len smerodajné odchýlky a stredné kvadratické chyby dokazujú dosť tesnú zhodu vyrovnaných (tabuľkových) hodnôt s empirickými hodnotami kontrolného materiálu a dostatočnú presnosť stanovenia hmoty.

Je potrebné poznamenať, že uvedené charakteristiky chýb sa vzťahujú na chyby určenia hmoty jednotlivých stromov. Pri súbore stromov, tak ako sa tabuľky aj používajú, sa tieto chyby budú v zmysle známeho štatistického zákona znižovať, a to úmerne k druhej odmocnine z počtu stromov v súbore. Preto je možné vysloviť záver, že zostavené hmotové tabuľky sú v plnom rozsahu použiteľné pre našu lesnícku prax.

Štatistické charakteristiky	Hmota			
	kmeňová		hrubina	
	s kôrou	bez kôry	s kôrou	bez kôry
1	2	3	4	5
Maximálne rozdiely (chyby) u jednotlivých kmeňov (%)	-25,51 +33,60	-25,04 +31,84	-33,48 +28,17	-34,05 +28,35
Priemerná odchýlka ($\bar{x}$)	+0,00	+0,00	+0,00	-0,01
Smerodajná odchýlka (S_x)	$\pm 0,06$	$\pm 0,04$	$\pm 0,05$	$\pm 0,07$
Stredná kvadratická chyba ($S \Delta \%$)	$\pm 2,1$	$\pm 3,9$	$\pm 2,7$	$\pm 3,0$

Došlo dne 19. 5. 1977.

Literatúra

1. ANUČIN, N. P.: Lesnaja taxacija. Goslezbumizdat. Moskva, 1952
2. DUCHOVNIKOV — MATEJEV — NEDJALKOV — KRESTNOV: Visokosteblen buk — Objemni, sortimenti i sbjegovi tablici. Zemizdat, Sofia, 1963
3. ČERMÁK, V.: Vypracovanie hmotových tabuliek pre dub. VÚLH Zvolen, 1973 (záverečná správa)
4. ČERMÁK, V.: Hmotové tabuľky pre dub. VÚLH Zvolen, Vyd. kníh a časopisov, n. p. Bratislava, 1976
5. GIURGIU — DECEI — ARMASESCU — ANCA — TABREA — DANCIU: Tabele de cubaj, de descrestere a diametruliu fosulni si de sortaro dimensionala la anin alb., carpen, frasin, jugastru, paltin, ulm si douglas vorde, Centrul de Documentare Tehnica pentru Economia Forestiera, Bucuresti, 1966
6. GRUNDNER, F. — SCHWAPPACH, A.: Massentafeln zur Bestimmung des Holzgehaltes stehender Waldbäume und Waldbestände. Paul Parey, Berlin, 1919
7. HUBAČ, K. — ŠEBÍK, L.: Hmotové tabuľky pre jedľu. Zborník ved. prác VŠLD Zvolen, 1963
8. HUBAČ, K.: Prieskum použiteľnosti hmotových tabuliek pre jedľu. Zborník ved. prác LF VŠLD vo Zvolene, roč. VIII, 1966
9. HUBAČ, K.: Vypracovanie hmotových tabuliek pre drevinu buk v ČSSR. LF VŠLD Zvolen, 1975 — záverečná správa
10. KORF, V. a kol.: Dendrometrie. SZN Praha, 1972
11. KORSUŇ, F.: Hmotové tabuľky pro smrk. Sborník ČSAZV - Lesnictví, 1961
12. KORSUŇ, F.: Hmotové a porostní tabuľky pro topol. Lesnický časopis, 1967, č. 11
13. KORSUŇ, F.: Hmotové a porostní tabuľky pro ošši. Lesnický časopis, 1966, č. 9
14. KORSUŇ, F.: Hmotové tabuľky pro borovici. Práce výzk. ústavů lesnických ČSSR, 1962
15. PÁV, B.: Hmotové tabuľky pro habr-hroubí. VÚLHM Zbraslav - Strnady, 1963 (záverečná zpráva)
16. VÁLKA, J.: Konverzné programy pre vytvorenie súborov na magnetických páskach. ÚVT VŠLD 1974
17. VÁLKA, J.: Procedúry pre vyrovnanie empirických hodnôt skupiny VYRØV a skupiny ØRTØG. ÚVT VŠLD Zvolen, 1974

ГУБАЧ, К. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). Массовые таблицы для бука. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 775-798.

Настоящая работа представляет краткое методическое описание метода построения массовых таблиц для бука на базе математическо-аналитического метода выравнивания ложных видовых чисел. Она содержит и комплексные массовые таблицы для массы стволов с корой и без нее и для массы крупной древесины с корой и без коры. Из замеренных таксационных величин у каждого дерева вычислили массу стволов и массу крупной древесины с корой и без и на электронно-вычислительной машине ТЕСЛА 200 вычислили также их соответствующие ложные видовые числа t .

Для изучения частных зависимостей видовое число — диаметр $d_{1,3}$ для константных высот и видовое число — высота для константных диаметров $d_{1,3}$ аналитическо-математическим путем пришли к уравнению видовых чисел как функции диаметра $d_{1,3}(d)$ и высоты дерева h к результирующим регрессивным уравнениям для видового числа стволов с корой и без коры и для видового числа диаметра с корой и без, коэффициенты p_i которых приведены в таблице III. Вычисления были произведены методом ортогональных полиномов на электронно-вычислительной машине ТЕСЛА 200 по программам кафедры вычислительной техники Института лесного хозяйства и деревообработки в Зволене (Válka 1975).

Массовые таблицы были вычислены так, что в классическую формулу для вычисления массы дерева (2) вместо ложного числа t подставили соответствующие регрессивные уравнения видовых чисел.

Надежность предполагаемых массовых таблиц была проверена статистическими тестами, а именно как в полном объеме опытного материала, так и в его частях (в 2 классах высоты) при уровне достоверности $\alpha = 0,05$. Надежность массовых таблиц была проверена и на контрольном материале (262 дерева) и результат контроля подтвердил очень тесное соответствие выравненных табличных величин с эмпирическими при удовлетворительной точности (таблица V). На основе полученных результатов проверки надежности и проверки точности определения массы отдельных деревьев можно массовые таблицы использовать в лесохозяйственной практике для вычисления массы насаждений.

массовые таблицы; видовые числа; масса стволов; масса крупной древесины

HUBAČ, K. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). Volume Tables for Beech. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 775-798.

The study presents a brief method of constructing volume tables for beech on the basis of a mathematical-analytical method of correcting the d. b. h. form factors. Included are also complete volume tables for the stem volume with and without bark and for timber over 7 cm in diam. volume with and without bark. From the measured mensurational quantities we calculated the stem and timber (over 7 cm in diam.) volumes with and without bark and on the TESLA 200 computer also their corresponding d. b. h. form factors t .

After investigating the partial correlations of form factor-diameter $d_{1,3}$ for constant heights, and form factor-height for constant diameters $d_{1,3}$ an analytical-mathematical method was used. Thus a correction of form factors as functions of the diameter $d_{1,3}$ d and tree height was achieved in k resulting regressive equations for the stem form factor with and without bark and for the form factor of timber over 7 cm in diam. with and without bark, the p_i coefficients of which are given in Tab. III. They were calculated using the method of orthogonal polynomials on a TESLA 200 computer and according to programmes of the Department of Computer Techniques of the College of Forestry and Wood Technology in Zvolen (Válka 1975).

Volume tables were calculated using the classical formula for calculating the tree volume (2) and substituting the corresponding regressive equations of the form factors for the d. b. h. form factor t .

The reliability of the presumed volume tables was verified by statistical tests not only in the whole extent of the experimental material but also in its parts (in two height classes) with a level of significance $\alpha = 0.05$. The reliability of volume tables was also tested on control material (262 trees) and the results of the control proved that there was a very close accordance between the balanced tabular values and the empirical ones, and also a sufficient accuracy (Tab. V). On the basis of

the results achieved by verifying the reliability and testing the accuracy of determining the volumes of the individual trees, these volume tables can be used in forestry practice for calculations of the stand volume.

volume tables; form factors; stem volume; timber (over 7 cm in diam.) volume

HUBAČ, K. (Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen). *Massentafeln für Buche*. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 775-798.

Diese Studie gibt ein kurzes methodisches Verfahren für Konstruktion von Massentafeln für Buche aufgrund der mathematisch-analytischen Methode für Ausgleich unechter Formzahlen an. Sie enthält auch komplette Massentafeln für Stammmasse mit Rinde und ohne Rinde und Derbholzmasse mit Rinde und ohne Rinde. Aufgrund der gemessenen Waldaufnahmegrößen wurden für jeden Baum Stammmassen und Derbholzmassen mit Rinde und ohne Rinde und auf der automatischen Rechenanlage TESLA 200 auch die entsprechenden unechten Formzahlen t berechnet.

Für Überprüfung der Teilabhängigkeiten Formzahl – Durchmesser $d_{1,3}$ für konstante Höhen und Formzahl – Höhe für konstante Durchmesser $d_{1,3}$ konnte auf analytisch-mathematischem Wege ein Ausgleich der Formzahlen als der Funktion des Durchmessers $d_{1,3}$ (d) und der Baumhöhe v zu resultierenden Regressionsgleichungen für Schaftformzahl mit Rinde und ohne Rinde und für Derbholzformzahl mit Rinde und ohne Rinde, deren Koeffizienten p_i in Tabelle III angeführt sind, erreicht werden. Diese wurden mit der Methode orthogonaler Polynome auf der automatischen Rechenanlage TESLA 200 nach Programmen der Hochschule für Forstwesen und Holzwirtschaft in Zvolen berechnet (Válka 1975).

Massentafeln wurden so berechnet, daß in die klassische Formel für Berechnung der Baummasse (2) für die unechte Formzahl t die entsprechenden Regressionsgleichungen der Formzahlen eingesetzt wurden.

Verlässlichkeit der vorausgesetzten Massentafeln wurde durch statistische Tests überprüft und zwar sowohl im ganzen Umfang des Versuchsmaterials als auch in seinen Teilen (in 2 Höhenklassen) bei einem Signifikanzniveau von $\alpha = 0,05$. Verlässlichkeit der Massentafeln wurde auch am Kontrollmaterial (262 Bäume) überprüft und durch das Ergebnis der Kontrolle konnte eine enge Übereinstimmung ausgeglichener Tabellenwerte mit den empirischen Werten und eine ausreichende Genauigkeit (Tabelle V) bestätigt werden. Aufgrund erreichter Ergebnisse bei Verlässlichkeits- und Genauigkeitsüberprüfung bei Massenermittlung des Einzelstammes können Massentafeln in forstwirtschaftlichen Praxis für Massenermittlung von Beständen eingesetzt werden.

Massentafeln; Formzahl; Stammmasse; Derbholzmasse

Adresa autora:

Doc. Ing. Klement H u b a č, CSc., Lesnícka fakulta VŠLD, Zvolen

POUŽITIE RASTOVÝCH TABULIEK DIFERENCOVANÝCH POĎA ZÁSOBOVEJ ÚROVNE PORASTOV

J. Halaj

HALAJ, J. (Výskumný ústav lesného hospodárstva, Zvolen). *Použitie rastových tabuliek diferencovaných podľa zásobovej úrovne porastov*. Lesníctví, 23, 1977 (10) : 799-814.

Zásobová úroveň je definovaná kruhovou základňou na ha (pri plnom zakmenení) pri danej strednej hrúbke. Označenie stupňov zásobovej úrovne 1, 2, 3 udáva relatívne kritérium pre nízku, strednú a vysokú zásobovú úroveň. Zásobová úroveň porastov závisí od mnohých faktorov, predovšetkým od stanovišťa, rastovej oblasti, spôsobu pestovania lesa atď. V práci sa zhodnocujú 2 metódy na určenie zásobovej úrovne porastov: 1. Metóda založená na meraní porastových veličín. Porastové veličiny sa merajú na 5–7 stanovištiach v poraste. K priemerným hodnotám sa z grafikónu (obr. 1) určí stupeň zásobovej úrovne porastu. 2. Metóda založená na stanovištných faktoroch. Odvodzuje sa (na príklade smrek) stupeň zásobovej úrovne porastov v závislosti od typologických jednotiek – súborov lesných typov a rastových oblastí ČSSR. Pri smrekú sa rozlišujú na území ČSR 3 (tabuľka VI) na území SSR 2 (tabuľka VII) rastové oblasti s odlišným priemerným stupňom zásobovej úrovne. V týchto 5 oblastiach sa odvodzuje pre vyskytujúce sa súbory lesných typov stupeň zásobovej úrovne pre porasty hustoty priemernej, nízkej, vysokej. Rozlišovanie týchto 3 kategórií hustoty je nutné, lebo zásobová úroveň porastov závisí v rámci určitého súboru lesných typov a rastovej oblasti ešte od spôsobu pestovania lesa a ďalších faktorov. V rastových oblastiach nie sú rozdiely v stupni zásobovej úrovne všetkých súborov lesných typov. V niektorých rastových oblastiach (tabuľka VIII) majú všetky súbory lesných typov rovnakú, v iných odlišnú zásobovú úroveň.

hospodárska úprava lesov; rastové tabuľky; zásobová úroveň

V rokoch 1965–1975 pracovali naše vedeckovýskumné inštitúcie, lesnícke školy a ústavy pre hospodársku úpravu štátnych a vojenských lesov na programe vyhotovenia domácich rastových tabuliek hlavných drevín (smrek, jedľa, borovica, dub, buk). Na prácach sa zúčastňovala aj lesná prevádzka, a to pri zakladaní a opakovanom meraní výskumných plôch, predovšetkým pri vykonávaní prebierkových zásahov na plochách. Všetky práce usmerňovala a koordinovala celoštátna Komisia pre rastové tabuľky, v ktorej sú zástupcovia všetkých zúčastnených inštitúcií ako aj MLVH ČSR a MLVH SSR. Práce prebiehali celoštátne podľa jednotnej metodiky (Metodika 1972).

Vďaka úzkej spolupráci tohoto širokého pracovného kolektívu sa podarilo v období 1965–1974 úspešne zvládnuť úlohu výskumného programu založenie rozsiahlej siete výskumných plôch po celom území štátu. Najväčší podiel práce na tejto úlohe vykonali pracovníci ústavov pre hospodársku úpravu lesov, ktoré založili podstatnú časť výskumných plôch v rámci obnov lesných hospodárskych plánov. Vedeckovýskumné inštitúcie sa podieľali na zakladaní trvalých výskumných plôch a na vlastnej

konštrukcii tabuliek. Na celom území ČSSR sa založilo spolu pre všetky dreviny 3793 trvalých a poloprevádzkových výskumných plôch, z toho pre smrek 1495, jedlu 280, borovicu 513, dub 582, buk 923. Na základe tohto pokusného materiálu sa vypracovalo roku 1975 1. vydanie rastových tabuliek, a to H a l a j (1975) pre smrek, jedlu, dub, buk, Ř e h á k (1975) pre borovicu.

Konštrukcii rastových tabuliek predchádzali rozsiahle vedecké rozbor y pokusného materiálu, a to v rámci bádateľského i rezortného výskumu. Osobitná pozornosť sa venovala rozborom hustoty porastov. Práve v tejto porastovej veličine sa ukázali najväčšie diferencie v porastových pomeroch ČSSR (H a l a j 1973, 1975, 1976, G r é k 1976, J e n ě a 1977).

ZÁSBOVÁ ÚROVEŇ PORASTOV A RASTOVÉ TABULKY

V poslednom období sa zaviedli do konštrukcie rastových tabuliek dva nové pojmy, a to produkčná (A s s m a n n 1955, 1961, 1974, A s s m a n n, F r a n z 1965, F r a n z 1965) a zásobová úroveň (M o o s m a y e r 1967, H a l a j 1971, 1975) porastov. Obidva pojmy sú analogické a vyjadrujú diferencie v celkovej hmotovej produkcii, resp. v hmote (kruhovej základni) porastov plného zakmenenia, rovnakej výšky, veku a bonity, alebo strednej hrúbky. Pojem produkčná úroveň vyjadruje celkovú hmotovú produkciu pri danej výške, resp. výškovej bonite (veku a výške). Odlišnosti produkčnej úrovne sa prejavujú v tom, že celková hmotová produkcia porastov plného zakmenenia rovnakého veku a bonity kolíše v závislosti od stanovištných faktorov (predovšetkým vodný režim). Diferencie v produkčnej úrovni sa neprejavujú len v celkovej hmotovej produkcii, ale aj vo veličinách združeného porastu, a to obzvlášť ostro vo vzťahoch medzi počtom stromov (kruhovou základňou) a strednou výškou, resp. hrúbkou, ktoré vyjadrujú úroveň absolútnej hustoty, resp. zakmenenia porastov. Pojem zásobová úroveň vyjadruje hmotu, resp. kruhovú základňu, plnezakmenených porastov rovnakej výšky, veku a bonity, alebo strednej hrúbky. Rozdiely v zásobovej úrovni porastov rozličných stanovišť sa prejavujú nielen v hmote (kruhovej základni) združeného porastu, ale aj v celkovej hmotovej produkcii. Niektorí autori používajú namiesto výrazu produkčná úroveň názov úroveň hustoty (zakmenenia).

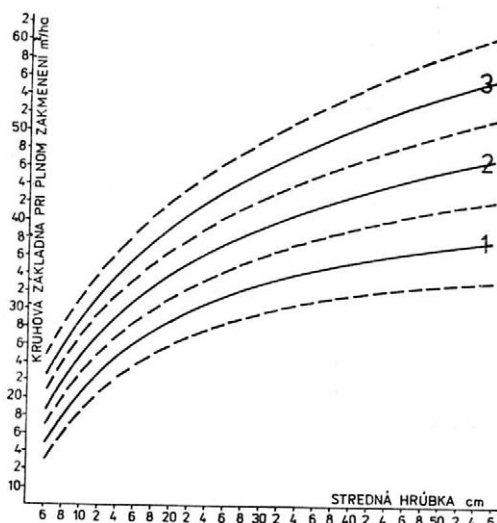
Pri konštrukcii rastových tabuliek hlavných drevín ČSSR sa prijal pojem zásobová úroveň (H a l a j 1975) preto, že v pokusnom materiáli výskumných plôch nemáme možnosť zhodnocovať celkovú hmotovú produkciu, len hmotu združeného porastu. Zásobová úroveň porastu sa definuje kruhovou základňou na ha pri plnom zakmenení v závislosti od strednej hrúbky. Tento vzťah najlepšie charakterizuje úroveň absolútneho zakmenenia (resp. hustoty) porastov.

Rastové tabulky ČSSR sú z hľadiska zásobovej úrovne porastov riešené ako trojstupňové. Pri každej drevine je celková amplitúda zásobovej úrovne rozdelená na 3 stupne. Označenie stupňov zásobovej úrovne 1, 2, 3 udáva relatívne kritérium pre nízku, strednú a vysokú zásobovú úroveň. Toto označenie stupňov udáva polohu krivky závislosti kruhovej základne pri plnom zakmenení od strednej hrúbky v rámci celoštátneho rámca tohoto vzťahu. Obr. 1 znázorňuje rozčlenenie zásobovej úrovne du-

bových porastov na stupne 1, 2, 3. Pri takejto úprave sa zásobová úroveň porastov vyjadruje stupňami 1, 2, 3 nezávisle od strednej hrúbky a dreviny. Tabulky možno používať aj ako jednotné (jednostupňové), ak sa používajú len tabulky priemerného stupňa zásobovej úrovne 2.

Členenie rastových tabuliek na 3 stupne zásobovej úrovne sa ukázalo nutným s ohľadom na veľké variačné rozpätie zásobovej úrovne všetkých hlavných drevín a tiež na požadovanú presnosť určenia hlavných porastových veličín tabulkami. Pri takomto rozčlenení rastových tabuliek sa dosiahne presnejšie určenie porastových veličín, ako pri obvyklých jednotných (všeobecných) rastových tabulkách.

1. Dub. Kruhovú základňu na ha pri plnom zakmenení v závislosti od strednej hrúbky pre stupne zásobovej úrovne 1, 2, 3. — Basal area per ha with full stocking in dependence on the middle diameter for growing stock levels 1, 2, 3



Zásobovú úroveň porastov ovplyvňuje mnoho faktorov ako sú stanovištné činitele, spôsob pestovania lesa, rastová oblasť a ďalšie známe i neznáme činitele. Výrazne sa uplatňujú tiež metodické vplyvy súvisiace s porastovými veličinami, z ktorých sa zásobová úroveň určuje.

Vzájomný účinok všetkých týchto faktorov na zásobovú úroveň porastov sa prelína, kombinuje, kumuluje a kompenzuje. Nejestvuje žiaden taký faktor, ktorý by sám o sebe charakterizoval ostré rozdelenie zásobovej úrovne porastov. Účinok týchto faktorov sa preto nedá hodnotiť izolovane, nedá sa odlišiť, lebo sa prejavuje kumulatívne na úrovni hustoty porastov.

METÓDY NA URČOVANIE ZÁSOBOVEJ ÚROVNE PORASTOV

Pre účely použitia diferencovaných rastových tabuliek je nutné rozpracovať jednoduché a praktické metódy na určovanie zásobovej úrovne porastov. Rozpracovali sa tieto 2 odlišné metódy:

1. metóda založená na meraní porastových veličín,
2. metóda založená na stanovištných ukazovateľoch (rozpracovanie tejto metódy je účelom predkladanej práce).

Určovanie zásobovej úrovne porastov na podklade porastových veličín je podobná úloha ako napr. určovanie bonity, ktorú odvodzujeme na základe veku a výšky pomocou výškových bonitných kriviek. Zásobová úroveň rastových tabuliek ČSSR je definovaná kruhovou základňou (pri plnom zakmenení) pri danej strednej hrúbke (Halaj 1975). Na týchto po-

rastových veličinách sa zakladá praktická metóda určenia zásobovej úrovne porastov. Porastové veličiny (kruhovú základňu, odhadnuté zakmenenie, strednú hrúbku) určujeme v rámci opisu porastu, a to na niekoľkých (5–7) stanovištiach. Kruhovú základňu sa meria relaskopicky.

I. Určenie stupňa zásobovej úrovne na podklade meraných porastových veličín 110-ročného dubového porastu. — Estimation of the growing stock level on the basis of stand quantities of a 110-year-old oak stand

Stano- vište	Zakme- nenie odhadnuté	Kruhová základňa na ha	Stredná hrúbka	Stredná výška	Kruhová základňa na ha pri plnom zakmenení	Stupeň zásobovej úrovne
		m ²			m ²	
1	2	3	4	5	6	7
1	0,7	30,0	34	26		
2	0,95	35,5	33	26		
3	0,65	31,0	40	28		
4	1,0	40,0	34	25		
5	0,7	28,5	29	21		
6	0,8	34,0	30	23		
7	0,75	33,0	31	26		
Priemer	0,79	33,1	33,0	25,0	41,9	2,2 (2)

V tabulke I je príklad určenia stupňa zásobovej úrovne pre 110-ročný dubový porast. V stĺpcoch 2, 3, 4 sú uvedené pre jednotlivé stanovištia veličiny: zakmenenie, kruhovú základňu, stredná hrúbka. Z týchto hodnôt sa vypočítajú aritmetické priemery. Z kruhovej základne sa vypočíta pomocou zakmenenia kruhovú základňu na ha pri plnom zakmenení (stĺpec 6), z ktorej sa pri danej strednej hrúbke (stĺpec 4) určí stupeň zásobovej úrovne porastu v zatriedovacom grafikóne príslušnej dreviny (obr. 1). Stupeň sa určuje na celé čísla 1, 2, 3.

METÓDA URČOVANIA ZÁSOBOVEJ ÚROVNE NA ZÁKLADE STANOVIŠTNÝCH FAKTOROV

Produkčná a zásobová úroveň sú pojmy založené predovšetkým na stanovištných ukazovateľoch. Porastové veličiny môžu slúžiť len ako sekundárne ukazovatele na určovanie zásobovej úrovne. Je preto žiaduce odvodzovať zásobovú úroveň porastov primárne zo stanovištných a typologických ukazovateľov a súčasne kombinovať určovanie zásobovej úrovne na základe porastových veličín. To preto, že odvodzovanie zásobovej úrovne na základe stanovištných ukazovateľov môže poskytnúť len všeobecné priemerné údaje stupňa zásobovej úrovne pre porasty určitej typologickej jednotky a rastovej oblasti.

Úlohou je teda odvodenie priemerných hodnôt stupňa zásobovej úrovne porastov len na základe stanovištných (typologických) ukazova-

telov. Úlohu budeme riešiť na podklade pokusného materiálu výskumných plôch pre rastové tabuľky ČSSR. Pre každú výskumnú plochu sa určil stupeň zásobovej úrovne z meraných porastových veličín (kruhová základňa na ha, stredná hrúbka, odhadnuté zakmenenie). Tieto stupne zásobovej úrovne výskumných plôch zhodnotíme v závislosti od takých stanovištných ukazateľov, od ktorých závisí zásobová úroveň.

SÚBOR LESNÝCH TYPOV AKO HLAVNÝ STANOVIŠTNÝ UKAZOVATEL

Použili sme rámcové typologické jednotky, ktoré vytvorila Komisia pre rastové tabuľky (Plíva, Hančinský 1970) pre účely konštrukcie rastových tabuliek ČSSR. Výskumné plochy sa zatriedili do súborov lesných typov. Zhodnotenie zásobovej úrovne sa vykonalo osobitne pre jednotlivé súbory lesných typov, blízke súbory s malým počtom výskumných plôch sa zlučovali do väčších skupín za účelom zvýšenia spoľahlivosti vypočítaných priemerných stupňov zásobovej úrovne. Zo stanovištných faktorov vplýva na zásobovú úroveň najviacej vodný režim (zásoba vody), ktorý ďalej súvisí s reliéfom, expozíciou, vertikálnou polohou a i. Všetky tieto znaky sú najlepšie charakterizované lesným vegetačným stupňom. Preto sa skúma osobitne tiež vplyv lesných vegetačných stupňov na zásobovú úroveň porastov.

RASTOVÁ OBLASŤ AKO KLIMATICKÁ A PORASTOVÁ KATEGÓRIA

Podľa smerníc Komisie pre rastové tabuľky (1972) použijeme pre územie ČSR lesné oblasti a širšie geografické oblasti. Pre územie SSR použijeme Zlatníkové (1959) prírodné lesné oblasti, z ktorých sme vytvorili pre náš účel 5 širších geografických oblastí: západné Slovensko zahŕňa prírodné lesné oblasti číslo 41, 42, 46, 49, 56; severné Slovensko oblasti 47, 52, 58; stredné Slovensko oblasti 45, 50, 51, 57; južné Slovensko oblasti 44, 53, 54, 59; východné Slovensko oblasti 43, 48, 55.

OSTATNÉ FAKTORY

Okrem súborov lesných typov a rastovej oblasti vplýva na zásobovú úroveň ešte mnoho ďalších faktorov, predovšetkým spôsob pestovania lesa a i. Ich vplyv je veľký a prejavuje sa v tom, že zásobová úroveň porastov rovnakého súboru lesných typov a rastovej oblasti vykazuje veľkú variabilitu. Preto musíme zohľadňovať obecné aj vplyv všetkých týchto ostatných faktorov. V rámci súboru lesných typov a rastovej oblasti preto rozlišujeme stupeň zásobovej úrovne pre porasty priemernej, nízkej a vysokej hustoty. Tu sa rozumie absolútna hustota porastov, charakterizovaná počtom stromov, resp. kruhovou základňou na ha. Stupeň zásobovej úrovne pre porasty priemernej hustoty je určený vypočítaným aritmetickým priemerom stupňa zásobovej úrovne všetkých výskumných plôch (stĺpec 7, tabuľka VI a VII). Stupeň pre porasty nízkej (vysokej) hustoty je určený spodnou (hornou) hodnotou variačného rozpätia (stĺpec 8 a 9 uvedených tabuliek).

Rozlišovanie týchto troch kategórií absolútnej hustoty porastov je však len teoretické, sleduje len podchytenie veľkej variability zásobovej úrovne v rámci rovnakého súboru lesných typov a rastovej oblasti. Prak-

ticky však niet vhodných obecných kritérií pre ich odlíšenie v konkrétnych porastoch. Absolútna hustota porastu sa nedá hodnotiť okulárne. Pre jej určenie by bolo potrebné merať také porastové veličiny, ako je počet stromov alebo kruhová základňa na ha, ktoré sú práve podkladom pre určovanie zásobovej úrovne.

V závislosti od súboru lesných typov a rastovej oblasti je možné objektívne odvodiť len priemerný stupeň zásobovej úrovne, a to z výskumných plôch danej oblasti a typologickej jednotky. Takýto stupeň zodpovedá v daných podmienkach priemernej hustote porastov. Vyskytuje sa síce pri prevažnej väčšine výskumných plôch, nemôže však vyhovovať v každom poraste. To je však mimo rámca možností takejto obcej metódy určovania zásobovej úrovne porastov na základe stanovištných ukazovateľov.

Uvádzame (ako príklad) zhodnotenie zásobovej úrovne pre smrek. Zhodnotenie priemerných stupňov zásobovej úrovne sa pri smreku vykonalo na podklade 2424 meraní na výskumných plochách, z toho je pre územie ČSR 1677, SSR 747.

VPLYV RASTOVEJ OBLASTI

Vplyv rastovej oblasti na zásobovú úroveň smrekových porastov je zhodnotený pre územie ČSR v tabuľke II, SSR v tabuľke III. Tu sú vypočítané pre uvedené geografické oblasti priemerné stupne zásobovej úrovne a je uvedené aj vyskytujúce sa variačné rozpätie.

Na území ČSR sa vyskytujú výskumné plochy smreka v uvedených 34 lesných oblastiach (tabuľka II). Priemerný stupeň zásobovej úrovne pre všetky plochy je 1,58. Variačné rozpätie je veľké, pre celé územie ČSR 0,3–4,1, v lesných oblastiach dosahuje tiež značné hodnoty. Svedčí o veľkej variabilite zásobovej úrovne smrekových porastov. Najnižší stupeň zásobovej úrovne 0,81 sa vyskytuje v lesnej oblasti 5 (České stredohorie), najvyšší 2,07 v oblasti 13 (Šumava). Diferencie v zásobovej úrovni lesných oblastí sú veľké. Z hľadiska priemerného stupňa zásobovej úrovne smrekových porastov možno územie ČSR rozdeliť na tri oblasti.

1. Oblasť nízkej zásobovej úrovne. Sem patrí 8 lesných oblastí 1, 2, 5, 18, 19, 20, 21, 23 (Krušné hory, Podkrušnohorské panvy, České stredohorie, Severočeská pieskovcová plošina, Lužická pieskovcová vrchovina, Lužická pahorkatina, Jizerské hory, Podkrkonošie). V tejto oblasti je k dispozícii 280 meraní z výskumných plôch. Priemerný stupeň zásobovej úrovne celej oblasti je 1,20 (tabuľka IV), variačné rozpätie 0,4–2,2. Stupne zásobovej úrovne lesných oblastí sa pohybujú v medziach od 0,81 do 1,32.

2. Oblasť vysokej zásobovej úrovne. Sem patria 2 lesné oblasti, a to 12 (Predhorie Šumavy) a 13 (Šumava). V tejto oblasti je k dispozícii 185 meraní z výskumných plôch. Priemerný stupeň zásobovej úrovne oblasti je 2,02, variačné rozpätie 0,9–4,1.

3. Oblasť priemernej zásobovej úrovne. Sem patrí 24 zvyšujúcich lesných oblastí ČSR. Tu je k dispozícii celkom 1212 meraní z výskumných plôch. Priemerný stupeň zásobovej úrovne oblasti je 1,60 (tabuľka IV), variačné rozpätie 0,5–3,1. Stupne zásobovej úrovne lesných oblastí sa pohybujú v medziach od 1,03 do 1,88.

II. Smrek ČSR. Priemerný stupeň zásobovej úrovne pre lesné oblasti (bez ohľadu na súbor lesných typov). — Spruce of the Czech Socialist Republic. Average growing stock level for forest regions (regardless of forest type populations)

Lesná oblasť	Počet meraní	Priemerný stupeň zásobovej úrovne	Variačné rozpätie
1	2	3	4
1	54	1,10	0,3—2,0
2	10	1,20	0,8—1,5
3	45	1,65	0,7—2,8
5	8	0,81	0,4—1,1
6	51	1,50	0,7—2,6
7	12	1,51	0,7—2,1
8	30	1,41	0,7—2,1
9	34	1,48	0,9—2,2
10	136	1,60	0,6—2,5
11	57	1,56	0,8—2,8
12	60	1,91	0,9—3,0
13	125	2,07	1,0—4,1
14	16	1,36	0,7—2,0
15	30	1,34	0,6—2,2
16	293	1,65	0,6—2,8
18	22	1,31	0,6—1,9
19	23	1,17	0,5—1,9
20	44	1,32	0,6—2,1
21	89	1,12	0,6—2,2
22	54	1,60	0,7—2,6
23	30	1,20	0,4—2,2
24	16	1,57	0,9—2,3
25	10	1,03	0,5—2,1
26	21	1,69	1,2—2,2
27	76	1,53	0,6—3,0
28	26	1,88	0,9—3,1
29	72	1,61	0,7—2,7
30	18	1,56	0,9—2,5
31	55	1,82	0,7—2,8
32	10	1,51	1,0—2,0
33	45	1,83	0,8—2,9
38	7	1,66	1,3—2,1
39	11	1,30	0,7—2,1
40	87	1,47	0,5—2,7
Spolu	1677	1,58	0,3—4,1

III. Smrek SSR. Priemerný stupeň zásobovej úrovne pre širšie geografické oblasti (bez ohľadu na súbory lesných typov). — Spruce of the Slovak Socialist Republic. Average growing stock level for greater geographical regions (regardless of forest type populations)

Širšia geografická oblasť	Prirodná lesná oblasť	Počet meraní	Priemerný stupeň zásobovej úrovne	Variačné rozpätie
1	2	3	4	5
Západné Slovensko	46	14	1,51	0,8—2,3
	49	3	1,96	1,4—2,3
	56	2	1,40	0,7—2,1
	spolu	19	1,57	0,7—2,3
Severné Slovensko	47	213	2,45	0,6—3,6
	52	50	2,20	0,9—3,3
	spolu	263	2,40	0,6—3,6
Stredné Slovensko	50	24	1,94	1,0—3,2
	51	246	2,25	0,7—3,6
	57	95	1,90	0,6—3,1
	spolu	365	2,13	0,6—3,6
Južné Slovensko	53	97	2,21	0,7—3,3
Východné Slovensko	48	3	2,23	1,3—3,2
Spolu SSR		747	2,22	0,6—3,6

Priemerný stupeň zásobovej úrovne týchto troch oblastí je dosť výrazne diferencovaný 1,20—1,60—2,02. Podobne je výrazne diferencované i variačné rozpätie. Preto budeme zhodnocovať zásobovú úroveň smrekových porastov ČSR osobitne pre tieto 3 oblasti.

Na území SSR sa výskumné plochy smreka vyskytujú vo všetkých 5 širších geografických oblastiach (tabuľka III). Priemerný stupeň zásobovej úrovne SSR je 2,22; variačné rozpätie 0,6—3,6. Priemerný stupeň pre západné Slovensko je 1,57 (variačné rozpätie 0,7—2,3), stredné 2,13 (0,6—3,6), južné 2,21 (0,7—3,3), východné 2,23 (1,3—3,2). Na základe diferencovania stupňa zásobovej úrovne budeme rozlišovať pre územie SSR tieto 2 širšie oblasti:

1. Oblasť nižšej zásobovej úrovne. Sem patrí len západné Slovensko. Tu je k dispozícii celkom 19 meraní z výskumných plôch. Priemerný stupeň zásobovej úrovne je 1,57, variačné rozpätie 0,7—2,3.

2. Oblasť vyššej zásobovej úrovne. Sem patrí severné, stredné, južné a východné Slovensko. Tu je k dispozícii celkom 728 meraní z výskumných plôch. Priemerný stupeň zásobovej úrovne je 2,24, variačné rozpätie 0,6—3,6.

VPLYV LESNÉHO VEGETAČNÉHO STUPŇA

Vplyv lesného vegetačného stupňa (bez ohľadu na stanovištné kategórie) na zásobovú úroveň smrekových porastov je zhodnotený v tabuľkách IV a V. Z pokusného materiálu ČSR vidieť, že zásobová úroveň sa mení s lesným vegetačným stupňom veľmi nepatrne, a to tak v 3 vylíše-

IV. Smrek ČSR. Priemerný stupeň zásobovej úrovne pre lesné vegetačné stupne a pre 3 vylíšené oblasti (bez ohľadu na stanovištné kategórie). — Spruce of the Czech Socialist Republic. Average growing stock level for forest vegetation degrees and for three eliminated regions (regardless of the site categories)

Lesný vegetačný stupeň	Oblasť						Spolu ČSR	
	Šumava		Krušné hory		zbýv. obl.		počet meraní	priemerný stupeň
	počet meraní	priemerný stupeň	počet meraní	priemerný stupeň	počet meraní	priemerný stupeň		
1	2	3	4	5	6	7	8	9
0					10	1,29	10	1,29
2					62	1,67	62	1,67
3			31	1,07	243	1,57	274	1,51
4			19	1,47	130	1,47	149	1,47
5	55	1,92	102	1,21	491	1,65	648	1,60
6	95	2,09	63	1,20	199	1,57	357	1,64
7	17	1,86	37	1,30	39	1,52	93	1,49
8	18	2,10	28	1,04	38	1,70	84	1,57
Spolu	185	2,02	280	1,20	1212	1,60	1677	1,58

V. Smrek SSR. Priemerný stupeň zásobovej úrovne pre lesné vegetačné stupne (bez ohľadu na stanovištné kategórie a rastové oblasti). — Spruce of the Slovak Socialist Republic. Average growing stock level for forest vegetation degrees (regardless of site categories and growth regions)

Lesný vegetačný stupeň	Počet meraní	Priemerný stupeň zásobovej úrovne	Variačné rozpätie
1	2	3	4
2	7	2,27	1,3—2,7
3	41	1,94	0,6—2,9
4	117	1,95	0,6—3,5
5	308	2,15	0,6—3,6
6	251	2,47	0,8—2,6
7	23	2,41	0,8—3,6
Spolu	747	2,22	0,6—3,6

VI. Smrek ČSR. Priemerný stupeň zásobovej úrovne pre 3 vylíšené oblasti a súbory lesných typov. — Spruce of the Czech Socialist Republic. Average growing stock level for three eliminated regions and forest type populations

Oblasť	Rad	Súbor lesných typov	Počet me- raní	Prie- merný stu- peň	Variačné rozpätie	Stupeň pre porasty hustoty		
						prie- mer- nej	nízkej	vyso- kej
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Predhorie Šumavy a Šumava 12, 13	extr.	5Z+5Y	3	2,20	1,4–2,5	2	1	2
	kyslý	5K+6K	45	2,01	1,0–3,4	2	1	3
		7K+8K+7M+8M	20	1,93	1,0–3,3	2	1	3
		5N+6N+6M	15	1,92	1,2–3,0	2	1	3
	živ.	5B+6B+5S+6S	43	2,10	1,0–4,1	2	1	3
	oboh.	5A+6A+6D+6V	17	2,17	1,0–3,2	2	1	3
Krušné hory, České stře- dohoří, pís- kovecová oblast, Lu- žická pahor- kat., Jizer. hory, Pod- krkonoší 1, 2, 5, 18, 19, 20, 21, 23	kyslý	5O+6O+5P+5Q	28	1,92	1,1–2,6	2	1	3
		7O+7P+8Q	9	1,91	1,1–2,8	2	1	3
		6R+6G+8G	5	1,96	0,9–2,4	2	1	2
	živ.	4K+5K	55	1,28	0,6–2,2	1	1	2
		6K	45	1,20	0,5–2,2	1	1	2
		7K+8K+8M	23	0,99	0,3–1,7	1	1	2
		3I+4I+5I	16	1,24	0,7–1,8	1	1	2
Zvyšujúce oblasti ČSR	živ.	3B+3S	16	1,03	0,4–1,8	1	1	2
		5S+6S+8S	55	1,15	0,3–2,1	1	1	2
	oblej.	4O+5Q	20	1,30	0,8–1,8	1	1	2
		6O+7O+7P+7Q	8	1,15	0,8–1,9	1	1	2
Zvyšujúce oblasti ČSR	podm.	7G+8G+7T+8T	23	1,28	0,5–2,1	1	1	2
		6R+7R	10	1,47	0,5–2,2	1	1	2
	kyslý	3Z	6	1,26	1,0–1,8	1	1	2
		7Z+8Z	20	1,39	0,8–2,3	1	1	2
		2M+3M	46	1,55	0,8–2,5	1/2	1	2
		5M+6M	17	1,63	0,9–2,5	1/2	1	2
		2K+3K	59	1,65	0,9–2,5	1/2	1	2
		4K+4N	25	1,53	0,9–2,2	1/2	1	2
		5K	127	1,72	0,4–2,7	1/2	1	3
		6K	49	1,58	0,6–2,7	1/2	1	3
		7K+8K	29	1,58	0,7–2,3	1/2	1	2
		2I+3I	26	1,56	0,9–2,5	1/2	1	2
		5I+6I+6N+7N	11	1,59	0,7–2,4	1/2	1	2

Oblasť	Rad	Súbor lesných typov	Počet me- raní	Priemerný stupeň	Variácie rozpätie	Stupeň pre porasty hustoty		
						priemernej	nízkej	vysokej
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Zvyšujúce oblasti ČSR	živný	2S+3S	67	1,60	0,9-2,3	1/2	1	2
		4S	13	1,44	0,7-2,1	1/2	1	2
		5S	143	1,55	0,7-2,6	1/2	1	2
		6S	37	1,70	0,8-2,8	2	1	3
		7S+8S	16	1,91	0,9-2,8	2	1	3
		3B	25	1,90	0,8-2,8	2	1	3
		4B	15	1,56	0,8-2,6	1/2	1	2
		5B	40	1,60	0,7-2,5	1/2	1	2
		2H+3H	22	1,48	0,8-2,1	1/2	1	2
		5F+6F+5H	26	1,57	0,9-2,5	1/2	1	2
	oboh.	3A+5D+6D	22	1,71	0,7-2,4	2	1	2
		3V+5V	36	1,66	0,7-2,0	2	1	2
		6V	20	1,50	0,9-2,4	1/2	1	2
	oblej.	2O+3O	35	1,43	0,6-2,1	1/2	1	2
		4O	31	1,30	0,7-2,0	1/2	1	2
		5O+6O	69	1,62	0,7-2,6	1/2	1	2
		2P+3P+2Q	11	1,32	0,4-2,2	1/2	1	2
		4P+4Q	42	1,55	0,9-2,4	1/2	1	2
		5P	33	1,63	0,7-2,5	1/2	1	2
		6P	31	1,53	0,9-2,1	1/2	1	2
		5Q+6Q	23	1,65	0,8-2,4	1/2	1	2
	podm.	OG	10	1,28	0,7-2,0	1	1	2
		4G+5G+5T	10	1,35	0,5-1,9	1	1	2
		6R+7R+7G	23	1,55	0,7-2,4	1/2	1	2

ných oblastiach, ako aj na celom území ČSR. Z pokusného materiálu SSR vyplýva, že stupeň zásobovej úrovne sa mierne zvyšuje so stúpajúcim lesným vegetačným stupňom.

Pre zhodnocovanie zásobovej úrovne smrekových porastov z toho vyplýva záver, že v rámci použitých typologických jednotiek – súborov lesných typov – je potrebné uvažovať aj lesný vegetačný stupeň.

VPLYV SÚBOROV LESNÝCH TYPOV

V tabuľke VI a VII sa uvádzajú priemerné stupne zásobovej úrovne, ako aj variačné rozpätie pre všetky vyskytujúce sa súbory lesných typov, a to osobitne pre vylišené oblasti. V každom súbore sa uvádza stupeň zásobovej úrovne pre porasty hustoty priemernej, nízkej, vysokej. Z týchto údajov vyplývajú dosť jednoznačné závery o diferenciácii zásobovej úrovne porastov v závislosti od geografických oblastí a súborov lesných typov.

VII. Smrek SSR. Priemerný stupeň zásobovej úrovne pre širšie geografické oblasti a súbory lesných typov. — Spruce of the Slovak Socialist Republic. Average growing stock level for larger geographical regions and forest type populations

Širšia geograf. oblasť	Rad	Súbor lesných typov	Počet meraní	Priemerný stupeň	Varičné rozpätie	Stupeň pre porasty hustoty		
						priemernej	nízkej	vysokej
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Západné Slovensko	živ.	3S+4B+3V	19	1,57	0,6—2,3	1/2	1	2
Severné, stredné, južné, východné Slovensko	extr.	4W+5W+6W	55	1,87	0,8—2,9	2	1	3
		4X+5X+4Z+5Z	23	1,63	0,8—2,4	1/2	1	2
	kyslý	2K+3K	11	2,38	1,3—2,9	2	1	3
		4K+5K	11	1,71	1,0—2,6	2	1	3
		4M+5M	37	2,00	0,8—3,3	2	1	3
		6M+7M	20	2,28	1,1—3,3	2	1	3
		5N+6N+7N	29	2,23	1,0—3,6	2	1	3
	živný	2B+3B+4B	55	2,10	0,6—3,5	2	1	3
		5B+6B+7B	77	2,20	0,7—3,6	2	1	3
		3H+3S+4S+4F	34	2,07	0,9—3,4	2	1	3
		5S+6S+7S	228	2,37	0,7—3,6	2	1	3
		5F+6F+7F	54	2,47	1,3—3,6	2/3	1	3
	oboh.	3D+4D+5D	11	2,11	1,5—2,7	2	1	3
		4A+5A+6A	15	2,16	1,1—3,1	2	1	3
		4V+5V+6V	69	1,81	0,9—3,5	2	1	3

Pre územie ČSR sa predovšetkým potvrdzuje, že zásobová úroveň porastov závisí tak od rastovej oblasti, ako aj od súboru lesných typov.

a) V oblasti nízkej zásobovej úrovne (Krušné hory a ďalšie oblasti) sa v zásobovej úrovni súborov lesných typov nevyskytujú prakticky žiadne rozdiely. Pre porasty priemernej hustoty vyplýva stupeň zásobovej úrovne 1, nízkej hustoty 1, vysokej 2. Tento jednoduchý záver platí úplne bez výnimky.

b) V oblasti vysokej zásobovej úrovne (Šumava) platí podobná zákonitosť, že zásobová úroveň všetkých zastúpených súborov lesných typov je prakticky úplne rovnaká. Pre porasty priemernej hustoty vyplýva stupeň zásobovej úrovne 2, nízkej 1, vysokej 3.

c) V oblasti priemernej zásobovej úrovne (zvyšujúce oblasti ČSR) sa vyskytujú ojedinele aj rozdiely zásobovej úrovne medzi súbormi lesných typov.

Nižšiu zásobovú úroveň majú súbory lesných typov ekologickej kategórie Z (zakrpatená) z radu extrémneho a kategórií G (stredne bohatá), T (chudobná) z radu podmáčaného. Stupeň zásobovej úrovne je tu pre porasty priemernej hustoty 1, nízkej 1, vysokej 2.

Vyššiu zásobovú úroveň majú súbory lesných typov 6S, 7S, 8S z kategórie S (stredne bohatá) radu živného a všetky súbory kategórie A (kamenitá), D (hlinitá), V (vlhká) z radu obohateného. Stupeň zásobovej úrovne je tu pre porasty priemernej hustoty 2, nízkej 1, vysokej 2 (výnimočne 3).

Všetky ostatné zastúpené súbory lesných typov majú rovnakú zásobovú úroveň, a to porasty priemernej hustoty stupeň 1/2, nízkej 1, vysokej 2.

VIII. Smrek. Súhrn priemerných stupňov zásobovej úrovne porastov pre geografické oblasti a súbory lesných typov. — Spruce. Summary of the average growing stock levels of stands for geographical regions and forest type populations

Úze- mie	Oblasť	Súbory lesných typov	Stupeň pre porasty hustoty		
			prie- mer- nej	nízkej	vyso- kej
1	2	3	4	5	6
ČSR	Krušné hory, České středohoří, pískovcová oblast, Lužická pahorkatina, Jizerské hory, Podkrkonoší	všetky	1	1	2
	Predhorie Šumavy a Šumava	všetky	2	1	3
	Zbývajúce oblasti ČSR	všetky súbory kategórií Z, G, T	1	1	2
		6S, 7S, 8S všetky súbory kategórií A, D, V	2	1	2 (3)
		všetky zvyšujúce súbory	1/2	1	2
SSR	Západné Slovensko	všetky	1/2	1	2
	Severné, stredné, južné, východné Slovensko	všetky súbory kategórií X, Z	1/2	1	2
		5F, 6F, 7F	2/3	1	3
		všetky zbývajúce súbory	2	1	3

Z pokusného materiálu SSR (tabuľka VII) vyplýva tiež záver, že zásobová úroveň závisí tak od rastovej oblasti, ako aj od súboru lesných typov:

a) V oblasti nižšej zásobovej úrovne (západné Slovensko) sa v zásobovej úrovni lesných typov nevyskytujú žiadne rozdiely. Pre porasty priemernej hustoty vyplýva stupeň zásobovej úrovne 1/2, nízkej 1, vysokej 2.

b) V oblasti vyššej zásobovej úrovne (severné, stredné, južné, východné Slovensko) sú diferencie v zásobovej úrovni zastúpených súborov lesných typov.

Nižšiu zásobovú úroveň majú súbory lesných typov kategórie X (xerothermná) a Z (zakarpatená) z radu extrémneho. Stupeň zásobovej úrovne je tu pre porasty priemernej hustoty 1/2, nízkej 1, vysokej 2.

Vyššiu zásobovú úroveň majú súbory lesných typov 5F, 6F, 7F z kategórie F (kapradinová) radu živného. Stupeň zásobovej úrovne je pre porasty priemernej hustoty 2/3, nízkej 1, vysokej 3.

Všetky ostatné súbory lesných typov majú prakticky rovnakú zásobovú úroveň, a to porasty priemernej hustoty 2, nízkej 1, vysokej 3.

Súhrnné údaje priemerného stupňa zásobovej úrovne smrekových porastov pre vylíšené geografické oblasti ČSR, SSR a v nich pre súbory lesných typov sú uvedené v tabuľke VIII.

Došlo dne 19. 5. 1977.

Literatúra

1. ASSMANN, E.: Die Bedeutung des „erweiterten Eichhornschen Gesetzes“ für die Konstruktion von Fichten — Ertragstafeln. Forstwissenschaftliches Centralblatt 74, 1955, s. 321-330
2. ASSMANN, E.: Waldertragskunde. Organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen. München — Bonn — Wien, BLV Verlagsgesellschaft 1961, s. 490
3. ASSMANN, E. — FRANZ, F.: Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. Forstwissenschaftliches Centralblatt 84, 1965, č. 1/2, s. 13-43.
4. ASSMANN, E.: Zum Begriff „Ertragsniveau“. Forstwissenschaftliches Centralblatt 93, 1974, č. 4, s. 177-179
5. FRANZ, F.: Ermittlung von Schätzwerten der natürlichen Grundfläche mit Hilfe ertragskundlicher Bestimmungsgrößen des verbleibenden Bestandes. Forstwissenschaftliches Centralblatt 84, 1965, č. 11/12, s. 357-386
6. GREK, J.: Zásobová úroveň dubových porastov SSR (záverečná správa). Zvolen, Výskumný ústav lesného hospodárstva 1976, s. 87
7. HALAJ, J.: Niektoré metodické otázky konštrukcie rastových tabuliek hlavných drevín ČSSR. Lesnictví 17, 1971, č. 10, s. 877-890
8. HALAJ, J.: Porastové veličiny na meranie hustoty a zakmenenia porastov. Lesnictví 19, 1973, č. 10, s. 835-853
9. HALAJ, J.: Stavba rastových tabuliek so zreteľom na variabilitu zásobovej úrovne porastov. Lesnictví 21, 1975, č. 10, s. 869-884
10. HALAJ, J.: Výskum konštrukcie rastových tabuliek pre hlavné dreviny ČSSR. (Výskumná správa). Zvolen, Výskumný ústav lesného hospodárstva 1975, s. 817
11. HALAJ, J.: Vplyv výchovy na zásobovú úroveň smrekových porastov ČSSR. Vedecké práce VÚLH 23, 1976, s. 35-69
12. JENČA, I.: Zásobová úroveň bukových porastov ČSSR. (Kandidátska dizertácia). Zvolen, Lesnícka fakulta VŠLD 1977, s. 95
13. Komise pro růstové tabulky ČSSR: Metodika zakládání a vyhodnocování výzkumných ploch pro vypracování růstových tabulek hlavních dřevin ČSSR. Praha, ÚVTI, 1972, s. 94
14. MOSSMAYER, H. U.: Die ertragskundlich — standortkundliche Auswertung der Forsteinrichtungsgrundlagen, dargestellt am Beispiel der nordwürttembergischen Fichtenbeständen. Mitteilungen des Vereins für Forstliche Standortskunde und Forstflanzenzüchtung. Stuttgart, Eugen Ulmer 1967, č. 16, s. 3-70
15. ŘEHÁK, J.: Návrh růstových tabulek pro borovici (Záverečná správa). Zbraslav nad Vltavou, Výzkumný ústav lesního hospodárství a myslivosti 1975, s. 85

ГАЛАЙ, Я. (Вýskumný ústav lesného hospodárstva, Zvolen). Применение таблиц роста, дифференцированных по уровню запасов лесонасаждений. Lesnictví, 23, 1977 (10): 799-814.

В ЧССР научно-исследовательские институты, лесные училища и институты лесоустройства в период 1965—1975 годов работали над составлением таблиц роста основных

видов древесных пород (ель, пихта, сосна, дуб, бук). В 1975 году было разработано 1-ое издание таблиц, а именно на основе данных 3793 экспериментальных площадей вышеприведенных древесных пород.

Что касается густоты насаждений таблицы делятся на 3 степени уровня запаса (рис. 1 для дуба). Уровень запаса определяется площадью сечения на гектар (при абсолютной полноте насаждения) при заданном среднем диаметре. Обозначение степеней уровня запаса 1, 2, 3 приводит относительный критерий для низкого, среднего и высокого уровня запаса. Таблицы можно использовать и в качестве единых в случае применения данных степени уровня запаса 2. Подразделение таблиц оказалось необходимым ввиду большого разнообразия уровня насаждений ЧССР и ввиду требуемой точности таблиц роста. Уровень запаса насаждений зависит от многих факторов, прежде всего от условий местопроизрастания, от ростовой области, способа выращивания леса и др.

В работе рассматриваются два метода определения уровня запасов лесонасаждений: 1. метод, основанный на измерении величин насаждения. Величины насаждения измеряются на 5—7 местах в насаждении. К средним значениям из графика (рис. 1) определяется степень уровня запаса насаждения. 2. Метод, основанный на экологических факторах. Выводится (на примере ели) степень уровня запасов насаждений в зависимости от типологических единиц — совокупностей лесных типов и ростовых областей ЧССР. У ели различаются на территории ЧСР 3 (таблица VI), а на территории ССР 2 (таблица VII) ростовых области с дифференцированной средней степенью уровня запасов. В этих 5 областях для имеющихся совокупностей лесных типов выводится степень уровня запасов для насаждений средней, низкой и высокой густоты. Дифференциация этих трех категорий густоты необходима, так как уровень запасов насаждений в рамках определенной совокупности лесных типов и ростовой области зависит еще и от способа лесовыращивания и других факторов. В ростовых областях нет различий в степени уровня запасов всех совокупностей лесных типов. В некоторых ростовых областях (таблица VIII) все совокупности лесных типов имеют равный, а в иных различный уровень запасов.

лесоустройство; таблицы роста; уровень запасов

HALAJ, J. (Výskumný ústav lesného hospodárstva, Zvolen). *Use of Yield Tables Differentiated According to the Growing Stock Level*. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 799-814.

Over the period from 1965 to 1975 many scientific institutes, forestry schools and colleges, and forest research institutes in Czechoslovakia have been elaborating yield tables of the main tree species (spruce, fir, pine, oak, beech). In 1975 the first impression of tables was prepared on the basis of 3793 experimental plots of all the species mentioned.

From the viewpoint of stand density the tables were divided into three growing stock levels (Fig. 1 for oak). The growing stock level was defined by the basal area per ha (with full stocking) with a middle diameter. Indicating the levels of the growing stock as 1, 2, 3 gives a relative criterion for a low, middle and high growing stock level. The tables can be used also universally if data for growing stock level 2 are used. Division of the tables proved to be necessary with regard to the great variability of the growing stock level in Czechoslovakia and to the required accuracy of the yield tables. The growing stock level of the stands is dependent on many factors, namely on the site, growth region, silviculture, etc.

In the study two methods are evaluated for determining the growing stock level of the stands. — (1) Method based on measurements of the stand quantities measured on 5—7 sites in the stand. The growing stock level is determined by the basal area in relation to the average diameters from the time graph (Fig. 1). (2) Method based on site factors. Using spruce as an example the growing stock level is derived in dependence on typological units — populations of forest types and growth regions of Czechoslovakia; for spruce there are 3 in the Czech Socialist Republic (Tab. VI) and 2 for the Slovak Socialist Republic (Tab. VII) growth regions with different average level of the growing stock. In these 5 regions for the existing forest type populations derived there were growing stock levels for stands with an average, low and high density. It is important to distinguish these three categories of density because the growing stock level of stands within a certain population of forest types and growth region is dependent also on silvicultural methods and other factors. In the growth regions the differences in the growing stock level are not in all the forest type populations. In some growth regions (Tab.

VIII) all the forest type populations have the same growing stock level, in others the growing stock level differs.

forest management; yield tables; growing stock level

HALAJ, J. (Výskumný ústav lesného hospodárstva, Zvolen). *Emploi des tables de production différenciées suivant le niveau de réserve des peuplements*. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 799-814.

Dans la période de 1965 à 1975, les instituts scientifiques et de recherches, les écoles forestières et les instituts pour l'adaptation économique des forêts participaient à la mise au point des tables de production des essences les plus importantes (épicéa, sapin, pin, chêne, hêtre). En 1975, la première édition des tables a été achevée, ceci sur la base de 3793 surfaces de recherches d'essences indiquées.

Quant à la densité des peuplements, les tables sont divisées en 3 degrés du niveau de réserve (image 1 pour le chêne). Le niveau de réserve est défini par la base circulaire par hectare (à pleine densité de troncs), l'épaisseur moyenne étant donnée. La désignation des degrés du niveau de réserve 1, 2, 3 indique le critère relatif pour le niveau de réserve peu élevé, moyen et élevé. On peut employer les tables également de façon unique au cas de l'utilisation des données relatives au degré du 2^e niveau de réserve. La division des tables s'est montrée nécessaire vu la grande variabilité du niveau de réserve des peuplements en Tchécoslovaquie et la précision exigée des tables de production. Le niveau de réserve des peuplements dépend de nombreux facteurs, notamment du sol, de la zone de croissance, du mode de culture de la forêt etc. 2 méthodes de détermination du niveau de réserve des peuplements sont présentées dans le travail. 1. Méthode basée sur le mesurage des grandeurs de peuplement. Les grandeurs de peuplement sont mesurées sur 5 à 7 stations écologiques du peuplement. Pour les valeurs moyennes, on détermine à partir du graphique (image 1) le degré du niveau de réserve du peuplement. 2. Méthode basée sur les facteurs du sol. On déduit (suivant l'exemple de l'épicéa) le degré du niveau de réserve des peuplements en dépendance des unités typologiques — des ensembles des types de forêt et des zones de peuplement en Tchécoslovaquie. Pour l'épicéa on distingue, sur le territoire de la République socialiste tchèque, 3 (tableau VI), sur le territoire de la République socialiste slovaque 2 (tableau VII) zones de peuplement à degré moyen différent du niveau de réserve. Dans les 5 zones on déduit, pour les ensembles existant des types de forêt, le degré du niveau de réserve pour les peuplements à densité moyenne, peu élevée, élevée. La différenciation des 3 catégories de densité est nécessaire du fait que le niveau de réserve des peuplements dépend, dans le cadre de l'ensemble précis des types de forêt et de la zone de croissance, encore du mode de culture de la forêt et d'autres facteurs. Dans les zones de croissance, des différences quant au degré du niveau de réserve de tous les ensembles des types de forêt, ne se manifestent pas. Dans quelques unes des zones de croissance (tableau VIII), tous les ensembles des types de forêt font preuve du niveau de réserve identique, dans d'autres il est différent.

aménagement des forêts; tables de production; niveau de réserve

Adresa autora:

Prof. Dr. Ing. Ján Halaj, DrSc., Výskumný ústav lesného hospodárstva, Zvolen

BIOMETRICKÁ ANALÝZA SMÍŠENÝCH POROSTŮ KE STANOVENÍ PROVOZNÍCH CÍLŮ

J. Dvořáček, L. Polák

DVOŘÁČEK, J. — POLÁK, L. (Lesnická fakulta VŠZ, Brno). *Biometrická analýza smíšených porostů ke stanovení provozních cílů*. Lesnictví, 23, 1977 (10): 815–834.

Biometrická analýza smíšených porostů na lesním typu 3H2 se zabývá taxačními porostními charakteristikami, a to věkem A_i , zakmeněním porostů Z , bonitou dřevin B_i a jejich zastoupením $\% z_i$ s ohledem na věk. Řeší též otázky výškové a hmotové vyspělosti, tedy rozměrové kvality jednotlivých dřevin ve směsích navzájem a jejich tloušťkové a hmotové reakce na podnormální, resp. nadnormální počet jejich stromů. Za relativně totožný základ a srovnávací měřítko analýzy a objektivního posouzení směsi byly použity příslušné údaje růstových tabulek. Ty byly použity i pro objektivní porovnání dřevin, skupiny jehličnanů, skupiny listnáčů a celých smíšených porostů z hlediska kvantity jejich produkce (H_{si} na ha) tak, že za základ relativně jednotného produkčního srovnání byla vždy vzata tabulková zásoba hroubí na všech plochách vyskytující se hlavní dřeviny smrku téhož věku (H_{ism} na ha). Byly řešeny korelační závislosti $\% Ef$ dřevin, jejich skupin a celých směsí na Z a stanoveno jejich kritické zakmenění, při němž jejich produkce se právě rovná tabulkové produkci za základ vzaté jednotkové dřeviny. Závěrem byly analyzovány i korelační závislosti $\% Ef$ celých směsí na procentuálním zastoupení jednotlivých dřevin a jejich skupin ve smíšených porostech s cílem doložit přípustné zastoupení, při němž výskyt uvažované dřeviny je stanoveným produkčním přínosem. Cílem šetření je metodicky přispět k řešení otázek provozních cílů ve složitých poměrech smíšených porostů.

biometrie; smíšené porosty; provozní cíle

Typizace lesních geobiocenóz má v současné době zejména v hospodářské úpravě lesů široké použití. Závažnou měrou se podílí na stanovení provozních cílů. Toto její využití bylo vůbec jednou z prvních aplikací geobiocenologie a je známo, že důrazným uplatňováním biologických aspektů se zanedbávala při volbě dřevin stejně důležitá stránka ekonomická a provozně technická. Tak docházelo k rozporům a nakonec i ke snižování významu a smyslu typizace. Proto se v poslední době věnuje velká pozornost postupům stanovení nejen biologicky, ale i ekonomicky zdůvodněných provozních cílů, v nichž se uplatňují hlediska maximální bezpečnosti, trvalosti a hospodárnosti dřevní produkce, a to i s přihlédnutím na určité funkce lesa.

Ze široké problematiky stanovení provozních cílů, charakterizované uvedenými hledisky a současně i zájmy společnosti, byl zvolen k řešení dílčí úsek, který byl zaměřen na zjišťování porostních poměrů ve smíšených porostech s cílem posoudit produkční efektivnost porostních směsí a jejich složek na vybraných lesních typech dubovo-bukového lesního vegetačního stupně, a tím i získat poznatky a podklady pro po této stránce zdůvodněné stanovení dřevinné skladby.

MATERIÁL A METODIKA

Charakter smíšených porostů je individuálně velmi rozmanitý. Směsi se nejvýrazněji liší navzájem různým procentuálním zastoupením jednotlivých dřevin ($\% z_i$). Přitom

se však liší i různým počtem stromů jednotlivých dřevin N_i a prostorovou výstavbou porostů. Různá je u směsí i jejich rozloha R , jejich věk A — popř. i věk jednotlivých dřevin v tomtéž porostě — a zakmenění porostů Z . Jednotlivé dřeviny ve směsích mají i různou bonitu B_i . Důsledkem pestrého kaleidoskopu vlivů a příčin různé působících na směsi a jejich složky (včetně hospodářských zásahů a rozmanitých kombinací těchto vlivů) je různá reakce jednotlivých dřevin na tyto vlivy. Jednotlivé dřeviny ve smíšených porostech jsou pak během života různě vyspělé po stránce výškové, tloušťkové, hmotové, kvalitní atd.; zaujímají v porostní skladbě navzájem různé postavení, různě se navzájem ovlivňují a více nebo méně přispívají k produkčnímu efektu daných smíšených porostů. Protože dlouhodobé a systematické sledování vývoje tak rozmanitých smíšených porostů není prakticky dobře možné ani únosné, zbývá k částečnému řešení těchto složitých otázek pokusit se dospět k objektivním poznatkům na základě reprezentativních jednorázových zkusných ploch (ZP) ve smíšených porostech různého věku, tedy supponovaně.

Ke sledovanému účelu byly vybrány na Školním lesním podniku Křtiny lesní typy, které náleží ke 3. lesnímu vegetačnímu stupni, jehož ekotopy mezotrofní řady B představují rozhodující produkční základnu podniku. Zkoumané typy jsou produktivní až velmi produktivní a pro své příznivé vlhkostní poměry jsou vhodné i pro zdárný vývoj a vyrovnaný růst smrku. Z toho důvodu počítá lesní hospodářský plán ve výhledovém provozním cíli u těchto typů se smrkem jako s hlavní dřevinou. Tato skutečnost dobře umožňuje zaměřit šetření na produkční efektivnost směsí a jejich jednotlivých složek právě s ohledem na tuto požadovanou dřevinu.

Biometrická analýza, která se zde uvádí, byla uskutečněna na 27 ZP na typologické jednotce č. 64, již lze stručně charakterizovat takto:

Označení podle LHP: č. 64 — QF-Carex pilosa-Asperula odorata (Convallaria majalis)

Označení podle systematiky ÚHÚL: 3H2

Reliéf: plošiny a široké hřbety

Geologické podloží: sprašová hlína na různých horninách

Půdní typ: mírný až střední ilimerický podzol

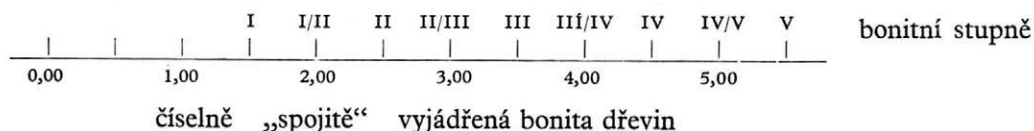
Půdní druh: hlinitá (ve spodině jílovitohlinitá), středně kyselá, mírně zásobená půda

Původní skladba stromového patra: bučina s dubem a habrem

Stručné ekologické zhodnocení: středně až velmi produktivní ekotypy, silně reagující na prosvětlení zatravnatěním. Ve smrcinách při prosvětlení silný rozvoj vysokobylinné buřene. Bonitní stupeň smrku 3

Provozní cíl: sm5, md2, bk3 (jd+)

ZP měly průměrnou velikost 0,16 ha a byly voleny tak, aby na nich počet stromů byl cca 150 s věkovým rozpětím 26–97 let. Věk dřevin z LHP byl korigován pomocí vývrtů z několika tloušťkově průměrných vzorníků. U všech stromů byla v nahodilém směru křížem změřena $d_{1,3}$ s přesností na mm a výška V_i s přesností na dm Blume-Leissovým výškoměrem. Průměrná porostní výška dřevin $\bar{V}_i$ byla vypočtena jako prostý aritmetický průměr s přesností na cm. Pomocí Schwappachových (u db Wimmenaueroých) růstových tabulek byla k $\bar{V}_i$ a A_i určena bonita dřevin B_i s přesností na setinu třídního rozpětí spojitými čísly (aby bylo možno vypočítat příslušné korelační závislosti) podle tohoto schématu:



Pro posouzení skutečných poměrů v porostě byly stanoveny:

tabulkový počet stromů pro 1 ha N_{ti} ,

tabulková porostní výčetní tloušťka dřevin $d_{1,3ti}$,

tabulková porostní výčetní základna hlavního porostu dřevin na 1 ha H_{hrti} .

Hmoty hroubí dřevin na plochách byla stanovena pomocí Grundner-Schwappachových hmotových tabulek pro každý strom interpolací pro $d_{1,3}$ v mm a V v dm. Protože rozloha ZP byla různá, byly uvedené veličiny, změřené na plochách, přepočteny na 1 ha (N_{si} , K_{si} , H_{hstri}).

Základem pro posouzení skutečných průměrných hodnot dendrometrických veličin u jednotlivých dřevin ve směsích na každé ploše (obecně X_s) byly příslušné tabulkové údaje (obecně X_t):

$$\Delta = X_s - X_t, \quad \Delta\% = \frac{X_s - X_t}{X_t} 100.$$

Tak byly vypočteny $\% \Delta N_t$, $\% \Delta d_t$, $\% \Delta K_t$ a $\% \Delta H_t$. Tím způsobem jsou tedy tabulkové údaje veličin u všech dřevin v různém věku, bonitě atd. vždy relativně totožnou navzájem porovnatelnou jednotnou bází s možností analyzovat a objektivně posoudit stav, vzájemnou vazbu, popř. vývoj dendrometrické charakteristiky nejen každé dřeviny, ale i dřevin navzájem.

Pro posouzení stupně reakce jednotlivých dřevin na pěstební zásahy a jiné vlivy ovlivňující počet stromů a pro vzájemné posouzení byly u každé dřeviny řešeny vztahy mezi $\% \Delta d_{1,3i}$ a $\% \Delta N_i$ a mezi $\% \Delta H_{hri}$ a $\% \Delta N_i$, tedy mezi pod- resp. nadnormalitou skutečných výčetních tloušťek a hmot hroubí průměrných vzorníků a mezi nad- a podnormalitou počtu jejich stromů.

Výšková a hmotová „vyspělost“ dřevin ve směsích byla vypočtena v m, resp. m³, a v % jako rozdíl jejich skutečných průměrných hodnot $\bar{V}_i, \bar{H}_i$ od průměrných hodnot všech dřevin na každé ploše ($\bar{V}, \bar{H}$):

$$\Delta V = \bar{V}_i - \bar{V}, \quad \% \Delta V = \frac{\bar{V}_i - \bar{V}}{\bar{V}} \cdot 100$$

$$\Delta H = \bar{H}_i - \bar{H}, \quad \% \Delta H = \frac{\bar{H}_i - \bar{H}}{\bar{H}} \cdot 100$$

Zakmenění porostů Z a procentuální zastoupení jednotlivých dřevin ve směsích $\% z_i$ bylo vypočteno pomocí plošných redukovaných podílů.

Růstové tabulky byly vzaty za základ i pro objektivní relativně totožné posouzení (bez ohledu na rozdíly skutečných $\% z_i$, Z , B_i , A_i na ZP) produkční efektivnosti $\% Ef_i$ dřevin a celých směsí. Přitom zásadně je třeba vzít produkci některé dřeviny za základ (= 100 %) porovnání s produkcí ostatních dřevin a směsí. U lesního typu 3H2 je v LHP doporučena druhová skladba sm 5, md 2, bk 3. Hlavní dřevina smrk se také skutečně vyskytuje na všech ZP. Proto tabulková zásoba hroubí hlavního porostu smrku H_{tsm} při $Z = 1,0$ a při $\% z_{sm} = 100\%$ byla vzata za jednotný základ srovnání nejen s jeho vlastní skutečnou zásobou na plochách $\left(\frac{H_{ssm}}{R}\right)$, ale i u jednotlivých ostatních dřevin $\left(\frac{H_{si}}{R}\right)$, u skupiny jehličnanů $\left(\frac{H_{s\ jehl}}{R}\right)$, u skupiny listnáčů $\left(\frac{H_{s\ list}}{R}\right)$ i u celých smí-

šených porostů $\left(\frac{H_s \text{ směs}}{R}\right)$, a to pro 1 ha, ale i při skutečném zakmenění Z_s a při skutečném $\% z_i$. Byl pak vždy vypočten procentuální podíl příslušné skutečné hektarové zásoby (obecně $\% H_{si}$ pro 1 ha) z příslušné tabulkové zásoby hroubí smrku H_{tsm}

$$\% H_{si} = \frac{H_{si} \text{ pro 1 ha}}{H_{tsm}} \cdot 100.$$

Tento procentuální podíl udává, jak velký díl produkce dané dřeviny připadá na jeden díl tabulkové produkce hlavní dřeviny zvolené za základ srovnání — v našem případě smrku.

Procentuální zastoupení dřevin $\% z_i$ vypočtené na základě růstových tabulek objektivně udává, jak velký procentuální podíl z porostní rozlohy ($R = 100 \%$) příslušná dřevina využívá, a tím tedy udává, jak velký procentuální podíl ze sumy ($= 100 \%$) všech produkčních sil působících na ploše je k dispozici té které dřevině.

Účinnost využití skutečných produkčních možností lze tedy stanovit výpočtem jako rozdíl $\% H_{si} - \% z_i$. Tento rozdíl udává v jednotkách tabulkové produkce hlavní dřeviny — smrku — procento produkční efektivnosti ($\% Ef$); je-li $\% H_{si} < \% z_i$, je daná dřevina nebo směs méně efektivní, tj. $\% Ef_i$ má znaménko minus, daná dřevina tedy nevyužívá produkční podmínky relativně stejně plně jako hlavní dřevina; je-li $\% H_{si} > \% z_i$, je daná dřevina, skupina dřevin nebo jejich směs více efektivní, $\% Ef_i$ má znaménko plus, daná dřevina je schopna relativně vyšší produkce než dřevina hlavní.

Produkční efektivnost takto relativně vyjádřená umožňuje přímou a efektivní porovnatelnost produkce dřevin i směsí bez ohledu na jakoukoli rozmanitost smíšených porostů — jejich A_i , Z , $\% z_i$, B_i atd., tedy podle jednotného principu, ačkoli zajisté $\% Ef$ na těchto veličinách závisí.

U každé dřeviny byly řešeny tyto korelace: B_i/A_i , Z/A_{sm} , B_{sm}/Z , u hlavní dřeviny pak $\% Ef_{sm}/A_{sm}$ a $\% Ef_{sm}/B_{sm}$.

Větší nebo menší zastoupení ostatních dřevin automaticky značí snížené nebo zvýšené zastoupení smrku i jeho produkce. Aby se zjistily kladné (podpůrné), ev. záporné (snížující) důsledky přítomnosti ostatních dřevin na $\% Ef_{sm}$, byly řešeny korelace $\% Ef$ s $\% z_{sm}$, bo , md , jd , bk , db , sumy jehličnanů (bez sm) a sumy listnáčů. Tato šetření byla doplněna korelacemi $\% Ef$ sumy všech jehličnanů ($sm + bo + md + jd$) a $\% Ef$ sumy všech listnáčů ($bk + db$) se zakmeněním Z a korelační závislosti $\% Ef$ sumy všech jehličnanů ($sm + bo + md + jd$) s $\% z$ sumy listnáčů ($bk + db$).

Živě diskutovaná otázka velikosti produkce celých smíšených porostů závisející zajisté na A_i , B_i , $\% z_i$ všech, zejména produkčně výkonnějších dřevin a na Z porostů, byla rovněž řešena korelačně, a to tak, že $\% Ef$ celé směsi ($sm + bo + md + jd + bk + db$) bylo korelováno se Z a s $\% z_i$ každé jednotlivé dřeviny. Konečně byly řešeny závislosti $\% Ef$ směsi na $\% z$ skupin dřevin (všech jehličnanů, resp. všech listnáčů).

CHARAKTERISTIKA SMÍŠENÝCH POROSTŮ NA ZKUSNÝCH PLOCHÁCH

Smíšené porosty na 27 ZP lesního typu 3H2 mají pestrou druhovou skladbu s různým procentuálním zastoupením dřevin ($\% z_i$), zakmeněním Z a bonitou dřevin B_i . Jejich věk A_i se na některých plochách poněkud různil proto, že smrk vznikl převážně sadbou, kdežto ostatní dřeviny převážně z náletů, a to někdy málo před nebo po výsadbě smrku.

Druhovou bohatost směsí ukazuje to, že na 18 ze 27 ZP, tedy na 2/3 ploch, se vyskytuje všech 6 dřevin. Kromě toho na 2 ZP je vtroušena bříza (5 %) a na 1 ZP habr (4,5 %). Smrk jako hlavní dřevina má v průměru zastoupení 59,3 % (od 24 až do 96 %) a vyskytuje se na všech plochách a v celém sledovaném údobí od 29 do 97 let (průměrný věk 61 rok). U smrku jako hlavní dřeviny byla prošetřena i závislost % z na věku. Z hodnot korelačního a regresního koeficientu ($r = 0,078$, $b = 0,078$) je vidět, že v postupně starších porostech je jen nepatrně víc smrku, takže od 29 do 97 let přibývá jeho zastoupení v nich z 57 na 62 %, tedy asi jen o 5 %. Průměrně je tedy možno považovat zastoupení smrku ve všech porostech skoro bez ohledu na jejich věk za prakticky stejné.

Borovice se vyskytuje na 2/3 ZP (18 ZP) rovněž v celém údobí od 30 do 96 let (prům. věk 57 let) s % z od 0,6 do 19 %, průměrně jen 7,6 %, tedy borovice je většinou dřevinou jen vtroušenou.

Jedle se vyskytuje jen na 1/3 ploch (9 ZP), rovněž jen jako vtroušená od 0,5 do 14 %, průměrně 7,5 %, a to jen ve starších porostech od 64 do 97 let (prům. 75 let).

Modřín se vyskytuje na většině ploch (23 ZP), tj. přes 8/10, v celém údobí 30—97 let (prům. 62 let) od příměsi jen 0,5 až do 58 % s průměrem 16,7 %, tedy je takřka stálou a významnou součástí směsí.

Buk je rovněž významně zastoupen na mnoha plochách (21 ZP), a to podobně jako modřín od 0,2 až do 57 % s průměrem 18,6 %, ale jen v porostech mladšího a středního věku 36—65 let (prům. 53 let).

Dub se vyskytuje jen na 12 ZP (44 %), a to od 0,3 do 38 %, průměrně tedy na plochách s ním 19,2 %, ale v celém údobí 30—97 let s průměrem 58 roků.

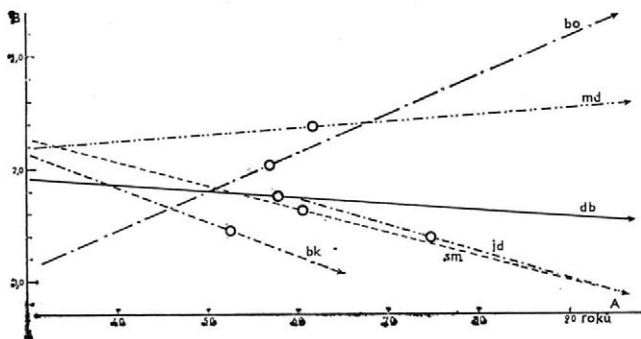
ZAKMENĚNÍ SMĚSÍ

Zakmenění směsí kolísá od 0,69 do 1,23. Na plochách s borovicí činí průměrně 0,98, na plochách s dubem 1,03, na všech (se smrkem) činí průměrně 1,02, v průměru tedy je na skupinách ploch, na nichž se vyskytují jednotlivé dřeviny, prakticky plně. Zakmenění 0,69 se vyskytuje jen jedenkrát, z 1/3 (9 ZP) mají porosty zakmenění 0,84—1,00, ze 2/3 jsou zakmeněné plně až překmeněné (1,00—1,23), přičemž u 22 % ZP je zakmenění větší než 1,10. Z korelační závislosti mezi Z porostů a věkem hlavní dřeviny smrku A_{sm} plyne, že u postupně starších směsí je jejich zakmenění dokonce poněkud vyšší. Ve věku 29 let činí totiž průměrně 0,98 a v 97 letech 1,07. Zvětšuje se tedy skoro o jednu desetinu.

BONITY DŘEVIN

Bonitní poměry dřevin vyjádřené spojitě měnlivými číselnými hodnotami v setinách bonitních tříd jsou rovněž velmi pestré. U bonitně nejlepšího modřínu s průměrnou $\bar{B} = 1,63$ (I. bon. tř. podle Schwappacha) je na jednotlivých ZP kolísání od 0,00 do 3,2, tedy více než rozpětí 3 bonitních tříd. Borovice s průměrem 1,97 (I./II. bon. tř.) má velké kolísání bonitních tříd od 0,2 do 3,7, tedy rozpětí 3,5 bon. tř. Dub má $\bar{B} = 2,24$ (I./II. bon. tř.) s nejmenším kolísáním od 1,3 do 3,2, tedy rozpětí 1,9 bon. tř. podle Wimmerauera. Smrk, buk a jedle jsou II. bon. tř. podle Schwappacha. Přitom u smrku $\bar{B} = 2,38$ s kolísáním od 0,6 do 3,3, tedy v rozpětí 2,7 bon. tř., u buku $\bar{B} = 2,55$ s největším kolísáním od 0,5 do 4,8, tedy o rozpětí 4,3 bon. tř., u jedle s nejhorší bonitou $\bar{B} = 2,62$ a s poměrně malým kolísáním od 0,9 do 3,0, tedy o rozpětí 2,1 bon. tř.

Protože ZP musely být vyhledány ve smíšených porostech různého věku, je třeba prošetřit korelační závislost bonity jednotlivých dřevin na jejich věku (obr. 1).



1. Grafikony korelačních závislostí bonity jednotlivých dřevin (B) na jejich věku (A). — Graphs of correlative dependences of the site class of individual tree species (B) on their age (A)

S věkem se zvyšuje bonita pouze u borovice a nepatrně u modřínu, kdežto u ostatních dřevin se naopak snižuje. Zvýšení bonity u borovice se za 67 roků u porostů od 30 do 96 let jeví ve výši 2,17 bon. tř., zatímco u modřínu činí za 68 let zvýšení jen o 0,39 bon. tř. podle Schwappacha. U smrku se bonita snižuje za 69 let o 1,43 bon. tř. U jedle, vyskytující se jen v porostech středního věku a starších od 64 do 97 let, se její bonita za pouhých 34 let snižuje o 0,79 bon. tř. a u buku vyskytujícího se jen v porostech mladších až středního věku od 30 do 65 let, se jeho bonita jen za 30 let snižuje o 1,05 bon. tř. U dubu se ukazuje rovněž přesun do nižšího bonit. stupně s věkem, a to za 68 let od 30 do 97 let o 0,39 bon. tř. podle Wimmenauera.

Hlavní dřevina smrk má tedy střední kolísání bonit na jednotlivých plochách i jejich střední pokles s věkem. Bonitně nejlepší modřín má vyšší bonitní kolísání, ale ukazuje naopak jisté malé zvýšení bonit s věkem. Borovice pak sice má vysoké kolísání bonit, ale i jejich značné zvýšení s věkem. Bonitně nejhorší jedle má kolísání bonit malé, ale s věkem ukazuje jejich vyšší pokles. Dub má nejmenší kolísání bonit vůbec a s věkem ukazuje malé snížení bonit. Buk je bonitně slabší (skoro jako jedle), ukazuje však na rozdíl od dubu naopak největší kolísání bonit na jednotlivých plochách ze všech dřevin vůbec a kromě toho i největší bonitní pokles s věkem, což je způsobeno postavením buku v úrovni nebo podúrovni v různých věkových etapách.

Uvedené výsledky rozboru smíšených porostů na lesním typu 3H2 jsou zajisté ukázkou značné pestrosti těchto směsí po stránce druhové skladby, zakmenění i bonit jednotlivých dřevin v nich. Rozmanitost směsí je kromě jiného dále důsledkem toho, že jednotlivé dřeviny vznikly různým způsobem (sadba, přirozený nálet), v různé době (jejich stejnověkost nebo různověkost) a toho, jaké pěstební zásahy a jiné vlivy působily na ně během života. Exaktní řešení těchto otázek by bylo možné jen na trvalých zkušných plochách.

POČET STROMŮ

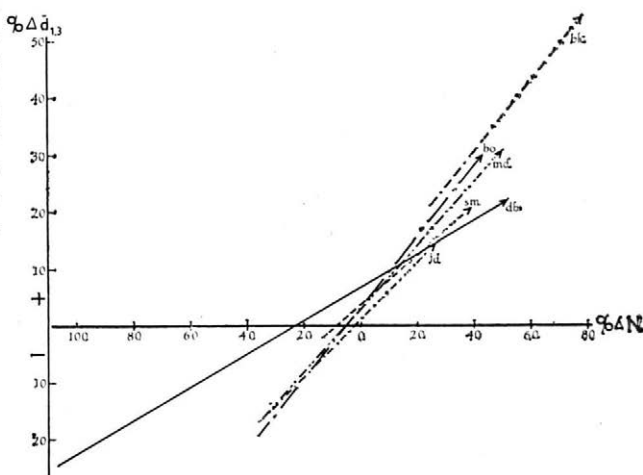
Různá vyspělost výšková, tloušťková a hmotová jednotlivých dřevin ve směsích je jistě výsledkem mnoha různých vlivů působících během života porostu. Jedním z nich do jisté míry sledovatelným aspoň v jednorázových momentálních taxačních snímcích je reakce dřevin na pěstební a jiné zásahy ovlivňující počet stromů. Za jednotný porovnávací základ byly podle metodiky vzaty tabulkové (normální) hodnoty veličin $N_{t, d_{1,3t}}$ a H_{hrt} hlavního porostu. Vzhledem k nim vypočítané procentuální rozdíly naměřených veličin skutečných byly zhodnoceny s ohledem na věk a dále byly navzájem korelovány i bez ohledu na věk.

S ohledem na věk porostů je zřejmé, že všechny dřeviny reagují tak, že důsledkem nižšího, resp. vyššího počtu stromů na jednotku plochy jsou větší, resp. menší $d_{1,3}$. U smrku jsou tyto rozdíly poměrně nejmenší, nejméně kolísavé a s věkem se postupně

zmenšují, u borovice a modřínu jsou kladné i záporné a zejména u borovice podstatně kolísavější, u jedle jsou jen menší a rovněž kladné i záporné, kdežto u buku jsou ze všech dřevin největší, avšak u dubu naopak nejmenší. Výsledky zmíněných korelací $\% \Delta d_{1,3i} / \% \Delta N_i$ a $\% \Delta H_i / \% \Delta N_i$ jsou znázorněny na obr. 2 a 3. Je zřejmé, že jediné s výjimkou dubu, je u všech ostatních dřevin N nižší, kdežto $\bar{d}_{1,3}$ a zejména $\bar{H}_{hr}$ podstatně vyšší než údaje růstových tabulek. Na největší podnormalitu N (-51%) reaguje „podúrovňový“ (viz dále) buk nejvýraznějším zvětšením $\bar{d}_{1,3}$ (větší $37,5\%$) a zejména zvětšením hmoty hroubí průměrného vzorníku (větší dokonce o 165% než tabulková). Tudíž u buku připadá na zmenšení N o 1% pod tabulkový normál naopak zvětšení jejich $\bar{d}_{1,3}$ jen o $0,74\%$, avšak hmoty hroubí o $3,23\%$. V tabulce I jsou uvedeny tyto poměry: a) zvětšení $\% \Delta \bar{d}_{1,3i}$ a b) zvětšení $\% \Delta \bar{H}_{hr}$ na snížení $\% \Delta N_i$ o 1% , umožňující srovnání reakce různých dřevin na téže bázi.

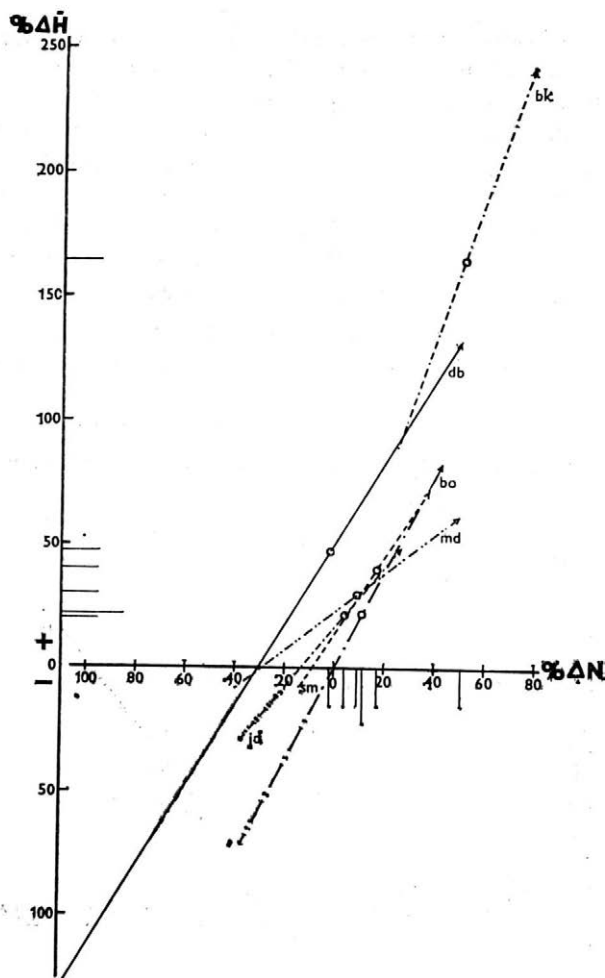
Z obr. 2 a 3 a tabulky I plyne, že smrk, který tvoří porostní úroveň, má při 17% podnormalitě N větší $\bar{d}_{1,3}$ o $1/10$, $\bar{H}_{hr}$ pak větší o $4/10$ než v tabulkách, ačkoli na snížení počtu stromů o 1% připadá tloušťkové zvětšení jen $0,7\%$, tedy ze všech dřevin nejmenší, a hmotové zvětšení o $2,3\%$, tedy rovněž nízké.

2. Tloušťková reakce jednotlivých dřevin ($\% \Delta \bar{d}_{1,3i}$) na pod-, resp. nadnormalnost počtu jejich stromů ($\% \Delta N_i$) vůči růstovým tabulkám. — The response in diameter of individual tree species ($\% \Delta \bar{d}_{1,3i}$) to a subnormal and/or abnormal number of their trees ($\% \Delta N_i$) with regard to yield tables



I. Velikost a pořadí tloušťkové a hmotové reakce jednotlivých dřevin na zmenšení skutečného počtu stromů o 1% vůči růstovým tabulkám. — Size and order of diameter and volume response of the individual tree species to the reduction of the actual number of trees by 1% as compared with yield tables

Dřevina	Na zmenšení počtu stromů o 1% připadá zvětšení ... %				Počet stromů je nižší o ... %	Pořadí dřevin
	$\% \Delta \bar{d}_{1,3}$	pořadí dřev.	$\% \Delta \bar{H}_{hr}$	pořadí dřev.		
Sm	0,69	5	2,32	4	17	2
Bo	0,92	1	1,92	5	11	3
Md	0,87	2	3,22	2/3	9	4
Jd	0,80	3	5,15	1	4	5
Bk	0,74	4	3,23	2/3	51	1



3. Hmotová reakce jednotlivých dřevin (${}^0_0\Delta H_{hr}$) na pod-, resp. nadnormálnost počtu jejich stromů (${}^0_0\Delta N_i$) vůči růstovým tabulkám. — The response in volume of individual tree species (${}^0_0\Delta H_{hr}$) to a subnormal and/or abnormal number of their trees (${}^0_0\Delta N_i$) with regard to yield tables

Borovice při 11% podnormalitě N má větší $\bar{d}_{1,3}$ rovněž o 1/10, $\bar{H}_{hr}$ pak má větší cca o 1/5 než v tabulkách, ačkoli na snížení počtu jejich stromů o 1 % připadá její tloušťkové zvětšení o 0,9 %, tedy ze všech dřevin největší, kdežto hmotové zvětšení jen o 1,9 % je naopak nejmenší ze všech dřevin.

Modřín při 9% podnormalitě počtu svých stromů má $\bar{d}_{1,3}$ větší jen o necelou 1/10 (+8 %), $\bar{H}_{hr}$ však má větší o 3/10 než v tabulkách. Na snížení počtu jeho stromů o 1 % pak reaguje jak tloušťkově (skoro o 0,9 %), tak i hmotově (3,22 %) zhruba průměrně.

U jedle je podnormalita počtu stromů nepatrná (−4 %), nepatrné je i zvětšení jejího $\bar{d}_{1,3}$ (+3 %), ale zvětšení hmotové je výrazné jako u borovice (+22 %), tedy přes 1/5, ačkoli na snížení počtu stromů o 1 % reaguje tloušťkovým zvětšením o 0,8 % a největším zvětšením hmotovým vůbec o více než pětinašobek (o +5,15 %).

Dub na rozdíl od ostatních dřevin ukazuje nepatrně vyšší počet stromů než v tabulkách (+2 %), ale přesto jeho $\bar{d}_{1,3}$ je o něco větší (o 6 %) a hmota jeho hroubí je větší skoro o 1/2 (+47 %).

Ještě je třeba si všimnout, že u obou hlavních dřevin, zejména u podúrovňového buku, ale i úrovňového smrku, je variabilita počtu jejich stromů na jednotlivých ZP vůči růstovým tabulkám až několikanásobně nižší (+25 %, resp. +86 %) než u ostat-

ních dřevin. Rovněž variabilita jejich procentuálního zvětšení $\bar{d}_{1,3}$, resp. $\bar{H}_{hr}$ je výrazně nižší. Přesto jsou u buku hodnoty korelačních koeficientů mezi $\% \Delta \bar{d}_{1,3}$, resp. $\% \Delta \bar{H}_{hr}$ a mezi jeho $\% \Delta N$ ze všech dřevin nejnižší vůbec ($r = -0,46$, resp. $-0,54$). U ostatních dřevin jsou uvedené korelační koeficienty vzdor zmíněné vysoké variabilitě porovnávaných veličin naopak až neuvěřitelně vysoké (např. u borovice $r_{\% \Delta d, \% \Delta N} = -0,96$, u modřinu $-0,97$ a u jedle dokonce $-0,99$), což se rovná téměř funkční závislosti.

Z uvedených místních výsledků plyne obecně metodicky alespoň myšlenka, že při plánování hospodářských opatření s cílem racionálně dosáhnout určitého rozměrového a objemového mytního typu u jednotlivých dřevin, je třeba dbát pečlivě i na důsledky vyvolané ovlivňováním počtu stromů na jednotce porostní plochy.

VÝŠKY A HMOTOVÁ PRODUKCE DŘEVIN

Jehličnany jsou výškově i hmotově průměrné (sm, jd) až výrazně nadprůměrné (bo a zejména md), listnáče, zejména výškově buk a hmotově dub, jsou zřetelně podprůměrné. Tak např. rozdíl mezi výškami nadúrovňového modřinu a podúrovňového buku činí celkem 22,5 %, tzn. 1/4 z výškového průměru všech dřevin a hmotově činí jejich rozdíl dokonce 59,2 %, modřín vzhledem k dubu dokonce 68,9 %, tedy 6/10—7/10 z celkového hmotového průměru všech dřevin.

Na základě těchto zkušeností je tedy možno předpokládat a typizovat očekávatelnou rozměrovou kvalitu jednotlivých dřevin navzájem ve smíšených porostech jako výhledový model, což kromě kvanta produkce směsí a kvantitativního přínosu jednotlivých dřevin v nich může doplnit plánovací požadavky i o hledisko kvalitativní.

ROZBOR PRODUKČNÍ EFEKTIVNOSTI DŘEVIN VE SMÍŠENÝCH POROSTECH

Z dosavadní analýzy zkoumaných směsí na lesním typu 3H2 je zřejmá velká rozmanitost dendrometrické charakteristiky (A_i , Z , B_i , $\% z_i$), vyspělosti i reakce dřevin aj.

U hlavní dřeviny — smrku — sloužící produkčně za jednotné měřítko jsou nejprve zhodnoceny tyto závislosti: závislost mezi zakmeněním a věkem (Z/A_{sm}), mezi jeho procentuálním zastoupením a věkem ($\% z_{sm}/A_{sm}$) a dále závislost $\% Ef_{sm}$ na jeho výškové vyspělosti ($\% Ef_{sm}/\% \Delta \bar{V}_{sm}$). Dále závislosti procenta produkční efektivity smrku na jeho věku a bonitě, tedy $\% Ef_{sm}/A_{sm}$, resp. $\% Ef_{sm}/B_{sm}$. Tato šetření byla uskutečněna u smrku proto, aby byl získán souborný přehled o jeho vlastnostech jako produkčním měřítkem.

Zakmenění porostů, v nichž ve všech se smrk vyskytuje, se průměrně rovná 1,02, s věkem se poněkud zvětšuje, neboť ve věku 29 let činí 0,98 a v 97 letech $Z = 1,07$, tedy Z se zvětšuje asi o 1/10. Zastoupení smrku činí průměrně 59 %, na věku závisí nepatrně, neboť v rozpětí věku 29—97 let se zvyšuje z 57 % na 62 %, tedy opět asi o 1/10.

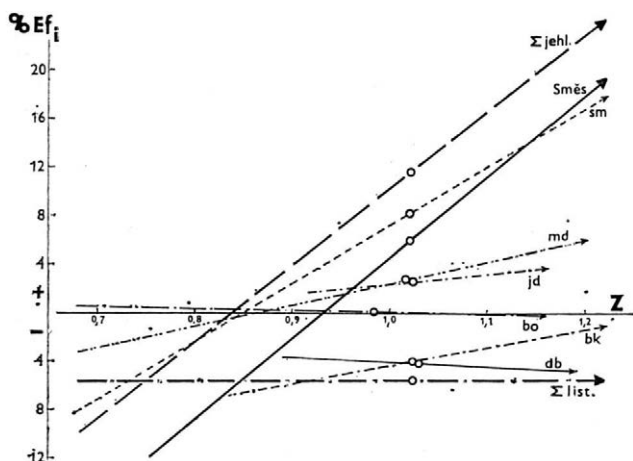
Z výsledků korelační závislosti $\% Ef_{sm}/\% \Delta \bar{V}_{sm}$, tj. závislosti $\%$ produkční efektivity smrku na jeho výškové vyspělosti (vzhledem k průměrné výšce všech dřevin na jednotlivých ZP bez ohledu na věk), je vidět, že $\% Ef_{sm}$ poněkud závisí na $\% \Delta \bar{V}_{sm}$, a to kladně ($r = +0,18$). Ve směsích je smrk výškově nepatrně nadúrovňový ($\% \Delta \bar{V} = +0,4 \%$) s kolísáním výškové vyspělosti od $-8,5 \%$ do $+10,5 \%$, celkem tedy v rozpětí 19 %, přičemž $\% Ef_{sm}$ rovné v průměru $+8,3 \%$, kolísá od $+5,4$ do $+11,5 \%$, tedy celkem jen o 6,1 %. Zlepšení výškové vyspělosti smrku o 1 % tedy odpovídá zlepšení jeho $\% Ef$ o necelou 1/3 procenta.

Vzhledem k porostnímu věku A_{sm} zůstává $\% Ef_{sm}$ sice stále kladné, ale poněkud klesá ($r_{\% Ef_{sm}, A_{sm}} = -0,21$). U 29letých porostů činí totiž $\% Ef_{sm}$ 10,7 % a u 97letých $+5,4 \%$, to tedy značí zhoršování $\% Ef_{sm}$ o 0,78 % na zvětšení jeho věku o 10 let.

Na bonitě závisí $\% Ef_{sm}$ výrazněji, a to záporně ($r \ \% Ef_{sm}, B_{sm} = -0,39$) tak, že pro $B_{sm} = 0,63$ činí $\% Ef_{sm} + 23,1 \%$ a pro $B_{sm} = 3,3$ se $\% Ef_{sm} = +0,1 \%$, tzn. že při zhoršování bonity smrku o 1 bon. třídu se $\% Ef_{sm}$ zmenšuje o $-8,61 \%$. (Tento poklesový trend je výrazně zmenšen na těch ZP, kde je současně vysoké zakmenění.)

VÝSLEDKY ŠETŘENÍ O KORELAČNÍCH ZÁVISLOSTECH DŘEVIN A POROSTŮ NA ZAKMENĚNÍ POROSTŮ

Průměrná hodnota Z je zakmenění plně 1,02 (pouze na ZP s borovicí je $Z = 0,98$, s bukem $Z = 1,03$). Největší závislost na Z je (obr. 4) u skupiny všech jehličnanů (sm + bo + md + jd), u nichž $\% \overline{Ef}_{jehl} = 11,5 \%$, $r \ \% Ef_{jehl} / Z = 0,77$. Toto je však zásluhou především smrku ($\% \overline{Ef}_{sm} = +8,3 \%$, $r \ \% Ef_{sm} / Z = 0,73$). Průměrné hodnoty $\% Ef$ u ostatních jehličnanů jsou podstatně nižší (md +2,7 %, jd +2,6 %, bo jen



4. Korelační grafikonky závislosti produkční efektivnosti dřevin, skupiny jehličnanů, skupiny listnáčů a celých směsí ($\% Ef_i$) na zakmenění porostů (Z). — Correlative graphs of dependences of the productive effectivity of the individual tree species, groups of conifers, groups of broad-leaved species and whole mixed stands ($\% Ef_i$) to stocking (Z)

II. Změny (zvýšení +, snížení -) $\% Ef_i$ na zvýšení zakmenění Z . — Changes (increase +, reduction -) of the $\% Ef_i$ to an increase in stocking Z

Dřevina	Z		%Ef _i		Na zvýšení Z o 0,1	
	od—do	ΣΔZ _i	od—do	ΣΔ% Ef _i	zvětše- ní (+)	zmen- šení (-)
					%Ef _i o ... %	
Sm	0,68—1,22	0,54	(— 8,09) — (+ 17,79)	25,88	4,79	0,14
Bo	0,68—1,16	0,48	(+ 0,46) — (— 0,23)	0,69		
Md	0,68—1,20	0,52	(— 3,28) — (+ 5,88)	9,16	1,76	
Jd	0,92—1,16	0,24	(+ 1,73) — (+ 3,67)	1,94	0,81	
Σ všech jehl.	0,68—1,22	0,54	(— 9,96) — (+ 24,10)	34,06	6,31	0,39
Bk	0,84—1,22	0,38	(— 6,82) — (— 1,03)	5,79	1,52	
Db	0,89—1,19	0,30	(— 3,67) — (— 1,83)	1,16		
Σ list.	0,68—1,22	0,54	(— 5,64) — (— 5,54)	0,10	0,02	
Směs	0,68—1,22	0,54	(— 16,94) — (+ 19,23)	36,17	6,70	

0,02 %), podstatně nižší jsou i korelační koeficienty jejich % efektivnosti se zakmeněním (md 0,44, jd 0,33, bo jen -0,09). U borovice je tedy její % Ef v celém věkovém údobí na zakmenění porostů, v nichž se vyskytuje, prakticky nezávislé a rovná se produkci smrku, což ovlivňuje ten fakt, že borovice je I./II. bon. tř., tedy o 0,5 bon. tř. lepší než smrk. Průměrné % Ef je u listnáčů záporné (bk -4,0 %, db -4,2 %, listn. -5,6 %). U buku se se zvýšením Z sice % Ef zvyšuje ($r \% Ef_{bk/Z} = 0,33$), kdežto u dubu naopak se snižuje ($r \% Ef_{db/Z} = -0,12$), takže u listnáčů je nezávislé ($r \% Ef_{listn/Z} = 0,009$). V tabulce II je u jednotlivých dřevin, jejich skupin a směsí vypočteno na základě korelačních závislostí o kolik se zvýší (+) nebo sníží (-) jejich % Ef , změní-li se Z porostů s výskytem dané dřeviny o 0,1 vzhledem k plnému Z podle růstových tabulek. Z tabulky II plyne kromě znalosti kolísání konkrétních Z a kolísání příslušných % Ef_i základní poznání, že na zvýšení Z o 0,1 reagují nejvíc a kladně smíšené porosty (skoro o +7 %), a to právě zásluhou jehličnanů (o více než +6 %), z nich zejména smrku (skoro o +5 %). U modřínu (o necelé +2 %) a u jedle (o necelé +1 %) je přínos malý, u borovice prakticky žádný (dokonce náznak záporný -0,14 %). Listnáče při zvýšení Z o 0,1 nepřispívají ke zvýšení % Ef ničím (zvětšení jejich % Ef_{listn} při zvýšení Z o 0,1 je sice kladné, ale mizivě malé +0,02 %). Buk, jehož záporné % $Ef_{bk} = -0,4$ %, ukazuje sice zlepšení % Ef při zvětšení Z o 0,1, a to o +1,5 %, dub však efektivně v průměru rovněž záporný (% $Ef_{db} = -4,2$ %) reaguje na zvýšení Z o 0,1 naopak záporně, a to o -0,4 %, a tím anulují kladný přínos buku.

Borovice a dub tedy vyžadují určité malé uvolnění a snížení Z , má-li se jejich % Ef poněkud zlepšit, kdežto ostatní dřeviny vyžadují pokud možno vyšší Z . Podle smyslu a velikosti změny % Ef_i (zvýšení +, snížení -) na zvýšení Z o 0,1 lze tedy sestavit toto vzestupné pořadí:

snížení % Ef (-)		zvýšení % Ef (+)						
1. db	2. bo	3. list.	4. jd	5. bk	6. md	7. sm	8. všech. jehl.	9. směs

Na podkladě regresních rovnic lze vypočítat a z příslušných korelačních grafikonů (obr. 4) pro korelační závislost mezi % Ef_i a Z lze přímo odvodit tu výši zakmenění,

III. Kritické zakmenění jednotlivých dřevin. — Critical stocking of the individual tree species

Dřevina	Kritické zakmenění	% $\overline{Ef}_i$
Sm	0,85	+ 8,3
Bo	(cca 1,0) — nezávislé	+ 0,02
Md	0,87	+ 2,7
Jd	(cca 0,75) — extrapolováno	+ 2,6
Σ Jehl	0,84	+ 11,5
Bk	> 1,27 — extrapolováno	- 4,0
Db	nezávislé	- 4,2
Σ List	nezávislé	- 5,6
Směs	0,93	+ 5,9

při němž $\% Ef$ dané dřeviny, skupin dřevin a celých směsí bude právě rovno nule, tj. kritické zakmenění. Při kritickém Z totiž $\frac{H_{si}}{H_{tsm}} \cdot 100 = \% z_i$; při něm tedy produkční síly představované příslušným $\% z_i$ dané dřeviny budou využity právě stejně jako u jednotkového smrku, jehož tabulková produkce byla vzata za porovnávací základ. Při poklesu Z pod kritickou mez je $\% Ef_i$ menší, při zvýšení Z nad kritickou mez je $\% Ef$ vyšší než u smrku podle tabulek. Přehled kritických zakmenění je uveden v tabulce III.

IV. Korelační závislost $\%$ produkční efektivity smrku na procentuálním zastoupení dependence of the $\%$ of the productive effectivity of Norway spruce ($\% Ef_{sp}$) on and total of all broadleaved species

Počet ploch	$\% \overline{Ef}_{sm}$	$\pm s \% Ef_{sm}$	$\pm \% v.k. \% Ef_{sm}$	Dřevina	$\% z_i$
27	+ 8,261	7,4164	89,78	sm	59,20
18	+ 6,753	7,6079	112,66	bo	7,63
23	+ 7,820	6,9823	89,29	md	16,74
9	+ 4,806	6,4612	134,43	jd	7,504
25	+ 7,797	6,7765	86,91	Σ jehl bez sm	24,096
21	+ 9,019	7,5636	83,87	bk	18,57
12	+10,672	7,1057	70,38	db	9,157
25	+ 8,221	7,2540	88,24	Σ list	20,39

Objektivní znalost kritického zakmenění, jakožto výslednice pěstebních a pěstebně-těžebních opatření ve smíšených porostech, je produkčně i ekonomicky nesporně důležitá z hlediska posouzení možností k dosažení nejen plné, ale i rozšířené produkce.

KORELAČNÍ ZÁVISLOSTI PROCENTA PRODUKČNÍ EFEKTIVNOSTI SMRKU NA PROCENTUÁLNÍM ZASTOUPENÍ

Vzhledem k návrhu provozního cíle na lesním typu 3H2 (sm 5, md 2, bk 3, jd+) je ve zkoumaném souboru více smrku (asi o 1/3), kdežto modřínu je o 1/4 a buku skoro o 1/2 méně. Ostatních dřevin (zejména bo, db, jd a něco hb a bř) je celkem 12 $\%$. Na souboru ploch převládají tedy jehličnany (81,1 $\%$) nad listnáči (18,9 $\%$) v poměru 8 : 2. Z tabulky IV a obr. 5 je zřejmé, že u smrku závisí $\% Ef_{sm}$ na svém vlastním $\% z_{sm}$ kladně ($r \% Ef_{sm}, \% z_{sm} = 0,42$) takže, je-li jeho zastoupení nízké ($= 23 \%$), je malé i jeho $\% Ef_{sm}$ ($= +2,6 \%$), kdežto v porostech s vysokým zastoupením smrku ($= 93 \%$), tj. s jeho čtyřnásobným zastoupením, je vysoké i jeho $\% Ef_{sm}$ ($= +14,2 \%$), a to asi 5,5násobně.

Z ostatních dřevin přispívá k procentuální efektivitě smrku svým zastoupením jedině borovice ($r \% Ef_{sm}, \% z_{bo} = 0,22$), a to asi dvakrát víc než sám smrk. Při $\% z_{bo} = 0,6 \%$ je totiž $\% Ef_{sm} = +4,7 \%$ a při $\% z_{bo} = 19 \%$ je dokonce $\% Ef_{sm} = +10,1 \%$. To je patrné i z porovnání obou regresních koeficientů (u smrku 0,16, u borovice 0,29) a z toho, že na 18 ZP s výskytem borovice je $\% \overline{Ef}_{sm} = 7,61 \%$, tedy o něco vyšší. Z tabulky IV i z korelačních grafikonů na obr. 5 je vidět, že všechny ostatní dřeviny i jejich skupiny, tedy md, jd, Σ jehl. (bo + md + jd), bk, db, Σ listn. (bk + db) působí v té skupině ploch, ve které se vyskytují, zvyšováním svého $\% z_i$ záporně (znaménko r i b vesměs minus), tedy snižují tím $\% Ef_{sm}$. Výše $\% Ef_{sm}$ při minimálním zastoupení

zde uvedených dřevin plyne číselně přímo z tabulky IV a hodnot konstant příslušných regresních rovnic (dále označení základ) a velikost snížení tohoto $\% Ef_{sm}$ zvýšením $\% z_i$ dřevin plyne z hodnoty b $\% Ef_{sm}$, $\% z_i$, jak ukazuje tabulka V.

Nejvyšší pokles ukazuje $\% Ef_{sm}$ v porostech s jedlí (pořadí poklesu 1), ačkoli „základ“ je naopak nejnižší (pořadí 6), potom v porostech s bukem (pořadí poklesu 2), ačkoli „základ“ je naopak nejvyšší vůbec (pořadí 1), pak s Σ jehl. bo + md + jd (pořadí poklesu 3), ač „základ“ je vysoký (pořadí 2), pak v porostech s modřínem (pořadí pokle-

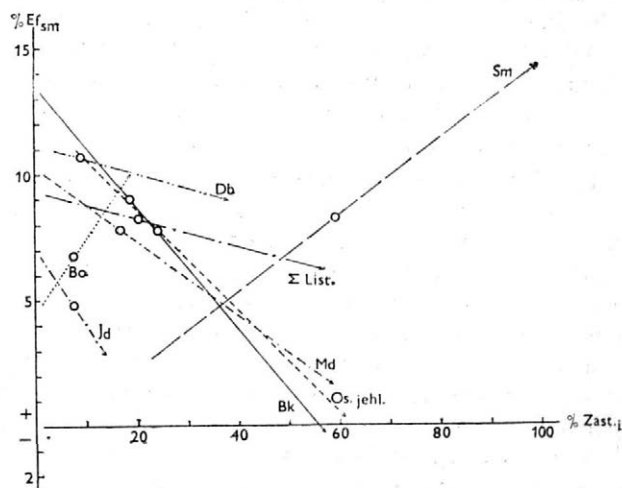
jednotlivých dřevin, sumě ostatních jehličnanů a sumě všech listnáčů. — Correlative the percentual participation of the individual tree species, total of other conifers

$\pm s\% z_i$	$\pm \% v.k. \% z_i$	$r\% Ef_{sm}, \% z_i$	Regresní rovnice
19,9426	33,64	0,4215	$\% Ef_{sm} = 0,1568 \cdot \% z_{sm} - 1,0312$
5,6410	73,96	0,2185	$\% Ef_{sm} = 0,2947 \cdot \% z_{bo} + 4,5053$
13,0054	77,71	-0,2746	$\% Ef_{sm} = -0,1474 \cdot \% z_{md} + 10,2873$
3,4775	46,34	-0,1622	$\% Ef_{sm} = -0,3014 \cdot \% z_{jd} + 7,0684$
12,7597	52,95	-0,3819	$\% Ef_{sm} = -0,2028 \cdot \% z_{jehl. bez sm} + 12,6841$
15,4970	83,40	-0,4964	$\% Ef_{sm} = -0,2423 \cdot \% z_{bk} + 13,5180$
10,2442	111,87	-0,0787	$\% Ef_{sm} = -0,0577 \cdot \% z_{db} + 11,2001$
17,4421	85,53	-0,1346	$\% Ef_{sm} = -0,05596 \cdot \% z_{list} + 9,3623$

su 4), přičemž je i „základ“ dosti vysoký (pořadí 4). Avšak v porostech s dubem (pořadí poklesu 5, pořadí „základu“ 3) a také v porostech s Σ listn. bk + db (pořadí poklesu $\% Ef_{sm}$ 6, pořadí „základu“ $\% Ef_{sm}$ 5) je pokles $\% Ef_{sm}$ se zvyšováním jejich zastoupení prakticky zanedbatelný, neboť např. na 10% zvýšení jejich $\% z_i$ snižuje se $\% Ef_{sm}$ jen o necelých 0,6 %.

Tato část biometrické analýzy smíšených porostů byla vedena snahou kompletovat poznání hlavní jednotkové dřeviny — smrku — okolností, resp. vlivů působících na ni a na její produkční efektivnost.

5. Korelační grafikony závislosti procentuální efektivnosti smrku ($\% Ef_{sm}$) na procentuálním zastoupení jednotlivých dřevin, skupiny jehličnanů a skupiny listnáčů ($\% z_i$). — Correlative graphs of dependences of the percentual effectivity of spruce ($\% Ef_{sp}$) on the percentual participation of the individual tree species, groups of conifers and groups of broadleaved species ($\% z_i$)



V. Sestupné pořadí hodnot $\% Ef_{sm}$ na zkusných plochách s minimálním zastoupením určité dřeviny ($\% z_i = 0$) a sestupné pořadí poklesu $\% Ef_{sm}$, jestliže se na plochách zvyšuje zastoupení dané dřeviny. — Decreasing order of values of the $\%$ of Ef_{sp} on sample plots with a minimum participation of a certain tree species ($\% z_i = 0$) and decreasing order of the $\%$ of Ef_{sp} if the participation of a given species increases on the plots

Dřevina	Na části ZP při minimálním $\% z_i$ činí $\% Ef_{sm}$	Sestup. poř. $\% Ef_{sm}$ při $\% z_i = 0$	Zvyšováním $\% z_i$ pokles $\% Ef_{sm}$	
			$b \% Ef_{sm},$ $\% z_i$	sestup. poř. poklesu $\% Ef_{sm}$
Bk	13,5	1	-0,242	2
Σ Jehl (bo, md, jd)	12,7	2	-0,203	3
Db	11,2	3	-0,058	5
Md	10,3	4	-0,147	4
Σ list (bk, db)	9,4	5	-0,056	6
Jd	7,1	6	-0,301	1

PROCENTO PRODUKČNÍ EFEKTIVNOSTI CELÝCH SMÍŠENÝCH POROSTŮ V ZÁVISLOSTI NA PROCENTUÁLNÍM ZASTOUPENÍ JEDNOTLIVÝCH DŘEVIN A JEJICH SKUPIN

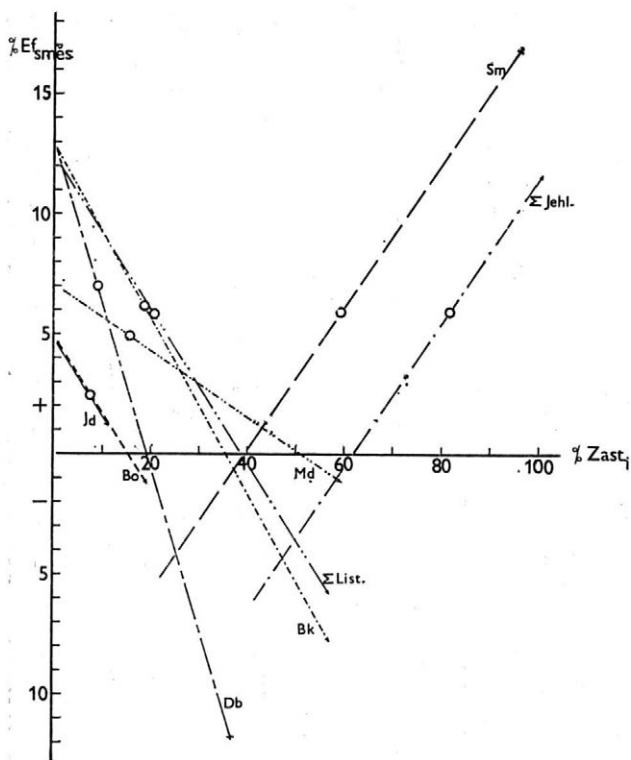
Výsledky analýzy $\% Ef_{sm\acute{e}s} / \% z_i$ jsou uvedeny v tabulce VI a znázorněny na obr. 6. Úvodem této části analýzy je vhodné si nejprve všimnout, jaký vliv na procentuální efektivnost skupiny všech jehličnanů ($\% Ef_{\Sigma jehl}$) včetně smrku má $\% z$ skupiny listnáčů ($\% z_{\Sigma listn}$). Průměrná procentuální efektivnost skupiny všech jehličnanů — $\% Ef_{\Sigma jehl} = +10,9 \%$ — je tedy vysoká, jestliže $\% z_{\Sigma listn} = 20,4 \%$. Se změnou zastoupení listnáčů však se mění tak, že pro jejich minimální výskyt $0,2 \%$ se $\% Ef_{\Sigma jehl}$ rovná $+14,4 \%$ a pro 57% zastoupení listnáčů činí ještě aspoň $+4,4 \%$, ačkoli při tomto zastoupení listnáčů $\%$ efektivnosti celé směsi klesá již na $-5,9 \%$, tedy hluboko pod „jednotkovou“ hodnotu tabulkového smrku.

Jak z tabulky VI podle znamének i hodnot korelačních a regresních koeficientů, tak zejména ze smyslu, tj. polohy a směru regresních přímků vzhledem k ose $\% z_i$ v korelačních grafikonech na obr. 6, je zřejmé, že $\% Ef$ celých smíšených porostů závisí výrazně kladně jedinečně na zastoupení smrku ($r \% Ef_{sm\acute{e}s}, \% z_{sm} = 0,53$, $b \% Ef_{sm\acute{e}s}, \% z_{sm} = 0,30$), a to tak, že při malém zastoupení smrku 23% činí $\% Ef$ směsi $-4,8 \%$ a při jeho velmi vysokém zastoupení 96% činí $\% Ef$ směsi $+16,8 \%$. Zvýšením zastoupení smrku celkem o 73% zlepšuje se tedy $\% Ef$ smíšených porostů celkem skoro o 22% . Při zvětšení $\% z_{sm}$ o 10% se tedy zvětšuje $\% Ef$ směsi o 3% . Nesporně je tedy jedinečně smrk prvořadou produkčně efektivní dřevinou daných smíšených porostů na ZP. Vyžaduje však nutně určité minimální $\% z$, neboť při jeho zastoupení od 23 do 39% je procento efektivnosti směsi záporné; málo zastoupený smrk nepřispívá totiž dostatečně k plnému využití přírodních produkčních sil smíšenými porosty, tj. není schopen tedy vyrovnat převyšující záporné produkční důsledky působení ostatních dřevin.

Kritickým, tj. minimálně nezbytným zastoupením smrku ve směsích na ZP je tedy oněch $39 \% z_{sm}$, při nichž $\% Ef$ celých smíšených porostů je právě rovno „jednotkové“

VI. Korelační závislost $\% Ef$ směsi na procentuálním z jednotlivých dřevin a na souhrnu všech jehličnanů a souhrnu všech listnáčů. — Correlative dependencies of the $\%$ of Ef of a mixed stand on the percentual stocking z of the individual tree species and on the total of all conifers and total of all broadleaved species

Počet ploch	$\% Ef_{směs}$			Dřevina	$\% z_{list}$			$r\% Ef_{směs},$ $\% z_{list}$	Regresní rovnice
	$\overline{\% Ef_{směs}}$	$\pm s\% Ef_{směs}$	$\pm v.k.\% Ef_{směs}$		$\overline{\% z_{list}}$	$\pm s\% z_{list}$	$\pm \% v.k. z_{list}$		
25	+5,846	11,3689	194,47	$\Sigma list$	20,392	17,4421	85,53	-0,4912	$\% Ef_{směs} = -0,3202\% z_{list} + 12,37170$
počet ploch	$\% Ef_{směs}$			dřevina	$\% z_{jehl. + sm}$			$r\% Ef_{směs},$ $\% z_{jehl. + sm}$	regresní rovnice
	$\overline{\% Ef_{směs}}$	$\pm s\% Ef_{směs}$	$\pm v.k.\% Ef_{směs}$		$\overline{\% z_{jehl. + sm}}$	$\pm s\% z_{jehl. + sm}$	$\pm \% v.k. z_{jehl. + sm}$		
27	+5,911	11,0852	187,52	$\Sigma jehl + sm$	81,618	17,593	21,56	0,4744	$\% Ef_{směs} = 0,2989\% z_{jehl. + sm} - 18,4820$
počet ploch	$\% Ef_{směs}$			dřevina	$\% z_i$			$r\% Ef_{směs},$ $\% z_i$	regresní rovnice
	$\overline{\% Ef_{směs}}$	$\pm s\% Ef_{směs}$	$\pm \% v.k. Ef_{směs}$		$\overline{\% z_i}$	$\pm s\% z_i$	$\pm \% v.k. z_i$		
27	+5,911	11,0852	187,52	sm	59,28	19,9426	33,64	0,5334	$\% Ef_{směs} = 0,2965 . \% z_{sm} - 11,6642$
18	+2,472	9,8589	398,85	bo	7,627	5,6410	73,96	-0,1820	$\% Ef_{směs} = -0,3182 . \% z_{bo} + 4,8985$
22	+4,887	9,9235	203,07	md	15,550	12,0197	77,30	-0,1698	$\% Ef_{směs} = -0,1402 . \% z_{md} + 7,0671$
9	+2,459	10,1594	413,15	jd	7,504	3,4775	46,34	-0,1087	$\% Ef_{směs} = -0,3176 . \% z_{jd} + 4,8424$
21	+6,182	11,5943	187,56	bk	18,573	15,4980	83,44	-0,4831	$\% Ef_{směs} = -0,3614 . \% z_{bk} + 12,8948$
12	+6,991	12,0130	171,83	db	9,158	10,2442	111,87	-0,5785	$\% Ef_{směs} = -0,66784 . \% z_{db} + 13,2041$



6. Korelační grafikonky závislosti procentuální efektivity celých smíšených porostů ($\% Ef_{smēs}$) na procentuálním zastoupení jednotlivých dřevin, skupiny listnáčů a skupiny jehličnanů ($\% z_i$). — Correlative graphs of dependences of the percentual effectivity of the whole mixed stands ($\% Ef_{mix}$) on the percentual participation of the individual tree species, groups of broad-leaved species and groups of conifers ($\% z_i$)

produktivitě tabulkové stejnorodé smrčiny. Z grafikonu na obr. 5 je vidět, že $\% Ef$ samotného smrku při jeho vlastním zastoupení 39 % se v průměru rovná +5,3 %. U směsi však (obr. 6) průměrná hodnota $\% Ef_{smēs} = +5,9 \%$, tedy zhruba stejně tolik (ne zcela přesně důsledkem toho, že jednotlivé dřeviny se nevyskytují na všech ZP). Teprve zvětšováním zastoupení právě smrku nad oněch kritických jeho 39 % stává se tedy i efektivity celých s ním smíšených porostů kladnou. Efektivnost smíšených porostů pak dosahuje svého průměru $\% Ef_{smēs} = +5,9 \%$ teprve zvětšením $\% z_{sm}$ o dalších 20 %, tedy teprve při zastoupení smrku skoro 60 %.

Vezme-li se v úvahu zastoupení všech jehličnanů, tedy $sm + bo + md + jd$ dohromady, vidíme z obr. 6, že teprve při jejich zastoupení právě oněch asi 61 % je $\% Ef$ celých smíšených porostů teprve rovno jednotkové efektivity smrku. Z toho plyne, že příměs ostatních jehličnanů do 61 % působí na produktivitu směsi záporně, tj. snižuje $\% Ef$ smíšených porostů tak, že kladný přínos smrku tehdy právě anulují. Teprve dalším zvyšováním $\% z_{jehl+sm}$ se procento efektivity směsi stává kladným tak, že při jejich $\% z_{jehl} = 81 \%$, tj. po zvýšení jejich zastoupení o dalších 20 % se $\% Ef_{smēs}$ zase rovná její průměrné hodnotě +5,9 %.

Protože obě regresní přímky, tj. přímka pro korelační závislost mezi $\% Ef_{smēs}$ a $\% z_{sm}$ a regresní přímka pro korelační závislost $\% Ef_{smēs}$ a $\% z_{jehl+sm}$ jsou prakticky rovnoběžky (v obou případech $b_{smēs, \% z_i} = 0,30$), je průkazně vidět, že to je především zásluhou smrku. Pěstování ostatních jehličnanů ve smíšených porostech na typu 3H2 ve větší příměsi je produkčně ztrátové, tedy ekonomicky nevýhodné.

Tak borovice i jedle svou přítomností ovlivňují $\% Ef$ směsi prakticky stejně nepříznivě, neboť se zvětšujícím se jejich zastoupením klesá stejně prudce efektivity s nimi smíšených porostů, a to u obou dřevin stejně (obě regresní přímky se navzájem kryjí, protože $b_{\% Ef_{smēs}, \% z_{bo}} = -0,32$). Borovice se vyskytuje průměrně jen

v 7,6 % s kolísáním na 18 ZP od asi 1 do 19 % a jedle má stejné zastoupení průměrně 7,5 %, ale s kolísáním na 9 ZP od 1 jen do 13 %. Přitom i průměrná efektivnost s nimi smíšených porostů je u obou stejná, rovná se jen +2,5 %, je tedy silně pod úrovní průměrné efektivnosti smíšených porostů (= -5,9 %). Smíšené porosty s nimi jsou tedy jen poněkud „kladně“ efektivní, ale nadto ještě se sestupnou tendencí, neboť při jejich % z maximálně asi 15 % se % $Ef_{směs}$ s nimi rovná jen „jednotkově“ produkci smrčín. Protože však celkově leží % Ef směsí s nimi (+2,5 %) pod úrovní průměrné efektivnosti smíšených porostů (+5,9 %), je jen do jisté míry pochopitelná (např. z estetických důvodů) jen zcela nepatrná a ojedinelá jejich příměs.

Přítomnost modřínu ve smíšených porostech má kladný, a to průměrně +4,9 %, velký vliv na % Ef směsí; jeho přínos je tak velký jako borovice a jedle dohromady. Průměrné zastoupení modřínu na 23 ZP činí 16,7 % a kolísá od 0,5 do 58 %. Ovšem nejvyšší efektivnost ukazují zase smíšené porosty s malou příměsí modřínu, načež se zvyšujícím se jeho zastoupením % Ef smíšených porostů klesá tak, že při % z_{md} asi 50 % je jejich efektivnost rovna jen jednotkové efektivnosti smrčín. Rovněž u modřínu je pak z obr. 6 zřejmé, že produkčně nejvýhodnější je jen malá příměs modřínu, a to nejvýš asi 9 %, při nichž % Ef smíšených porostů s ním je vyšší než právě stejné s jejich průměrnou efektivností +5,9 %.

Před rozбором % Ef směsí v závislosti na zastoupení všech listnáčů je dobré si znovu připomenout, že při % $z_{\Sigma jehl} = 61,5$ % je % Ef směsí právě rovno jednotkové efektivnosti smrku (= průsečík příslušné regresní přímky s nulovou osou). Procento Ef směsí pak v závislosti na % zastoupení všech listnáčů je právě rovno jednotkové efektivnosti smrku (viz průsečík příslušné regresní přímky opět s nulovou osou) při % $z_{\Sigma listn} = 39$ %.

Z toho jasně plyne závěr, že % efektivnosti smíšených porostů na typu 3H2 se právě rovná jednotkové produktivnosti stejnorodé smrčiny při tomto zastoupení dřevin: $\Sigma jehl. 6, \Sigma listn. 4$ (% $z_{\Sigma jehl} = 61,5$ % + % $z_{\Sigma listn} = 39$ %, což se prakticky rovná 100 %).

Pro zajímavost je možno ještě uvést, že právě při 50% zastoupení všech listnáčů i při 50% zastoupení všech jehličnanů je % Ef takto smíšených porostů záporné, tedy nižší než stejnorodé smrčiny, a to o -3,5 %, což by znamenalo celkovou produkční ztrátu $5,9 \% + 3,5 \% = 9,4 \% \div 10 \%$ oproti průměru % Ef smíšených porostů při místně vhodném druhovém zastoupení dřevin.

Na obr. 6 je vidět, že regresní přímky znázorňující závislost % Ef směsí na listnáčích — dubu, buku a souboru všech listnáčů — při minimálním jejich zastoupení vycházejí takřka z téhož bodu, tj. % Ef směsí v tom případě činí asi 12 až 13 %. Efektivnost takových smíšených porostů je tedy v tomto případě velmi vysoká. Avšak se zvyšujícím se zastoupením souboru listnáčů % Ef směsí klesá (r % $Ef_{směs}$, % $z_{list} = -0,49$ a příslušné $b = -0,32$) tak, že svého průměru +5,8 % dosahuje % Ef směsí při % $z_{\Sigma list} = 20,5$ %. Jednotkové efektivnosti smrku pak dosahuje, jak už bylo uvedeno, při 39 % všech listnáčů. Potom se % Ef směsí stává již „záporným“, je postupně stále nižší než jednotková efektivnost smrku tak, že při zastoupení listnáčů 57 % klesá na pouhých -5,9 %. Je tedy právě o tolik nižší o kolik je vyšší % Ef směsí (+5,9 %) jen při % z listnáčů = 20,4 %.

Při tomto 57 % vysokém zastoupení listnáčů, tj. po zvýšení % $z_{\Sigma list}$ ze 20,5 na 57 %, tj. po jeho zvýšení o 36,5 %, klesá tedy % Ef směsí celkem takřka o 12 % pod vlastní průměr.

Z ekonomického hlediska je tedy produkčně výhodné zastoupení listnáčů < než 20 %, kdy listnatá příměs přispívá ke zvýšení % Ef směsí nad její místní průměr.

Ve vztahu k zastoupení buku (na 21 ZP, % $z_{bk} = 18,6$ %, % $Ef_{směs} = +6,2$ %)

reaguje % Ef směsi výrazně menším poklesem než vzhledem k dubu ($r \% Ef_{smis}, \% z_{bk} = -0,48$, příslušné $b = -0,36$).

Průměrné efektivnosti dosahují smíšené porosty při 18% zastoupení buku v nich a „nulové“ = „jednotkové“ efektivnosti smrku dosahují smíšené porosty asi při 36% zastoupení buku. Tzn. že zvětšením průměrného % Ef smíšených porostů odpovídajícímu 18% zastoupení buku na dvojnásobek, tj. na 36 %, se „kladný“ produkční přínos buku již právě anuluje, ale je velmi podstatně produkčně účinnější než zastoupení dubu, u něhož stejně vysoké zastoupení zmíněných 37 % je spojeno s 12% poklesem % produkční efektivnosti smíšených porostů pod „jednotkovou“ srovnávací hladinu smrčiny.

Došlo dne 10. 7. 1977

Literatura

1. FAITH, J. — GREGUŠ, C. — ANDRIŠIN — GRÉK, J.: Metóda stanovenia prevádzkových drevinových cieľov v zmesiach sm-jd-bk. Záv. výzk. zpráva. VÚLH Zvolen, 1971
2. FAITH, J. — GRÉK, J.: Stanovenie výhľadových drevinových cieľov pre borovo-dubovo-bukové zmesi na príkladoch vybraných lesných typov. Záv. výzk. zpráva. VÚLH Zvolen, 1975
3. PAPÁNEK, F.: Voľba drevín a meranie drevnej produkcie. Les. časopis, 3, 1967
4. POLÁK, J. — NYMBURSKÝ, B.: Metodika pro stanovení ekonomicky zdůvodněných výhledových provozních cílů. Informace ÚHÚL, Brandýs n. L., 1-2, 1971
5. POLÁK, L.: Výzkum provozních cílů a metodiky jejich stanovení. Záv. výzk. zpráva, Lesnická fakulta VŠZ Brno, 1975
6. PRUDIČ, Z.: Stanovení provozních cílů ve smrkovobukovém vegetačním stupni. Záv. výzk. zpráva. VÚLHM — VS Uh. Hradiště, 1975
7. ZLATNÍK, A.: Typologické podklady pěstění lesů. III. díl, Praha, 1956
8. Lesní hospodářský plán Školního lesního podniku VŠZ v Brně, 1973-1982

ДВОРЖАЧЕК, Й. — ПОЛАК, Л. (Lesnická fakulta VŠZ, Brno). Биометрический анализ смешанных насаждений для определения производственных целей. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 815-834.

Биометрический анализ смешанных насаждений лесного типа 3H2 (27 опытных площадей в бывшем лесничестве Вранов Учебного лесхоза Крштины) занимается таксационными характеристиками насаждения, а именно возрастом A_i , полной насаждения Z , бонитетом древесных пород B_i и их представительством ${}_0/z_i$ с учетом возраста. Решаются также вопросы развития в высоту и массы, следовательно — качества размеров отдельных древесных пород взаимно в смесях и их реакции что касается толщины и массы стволов на численность их деревьев выше или ниже нормы. В качестве относительно тождественной основы и образцовой меры анализа и объективной оценки состояния смеси были применены соответствующие данные таблиц роста. Они были использованы и для объективного сравнения древесных пород, группы хвойных, группы лиственных и целых смешанных насаждений с точки зрения количества их продукции (H_{si} на га) так, что в качестве основы относительно единого производственного сравнения всегда брали табличный запас крупной древесины на всех площадях с господствующей породой елью равного возраста (H_{tm} на га). Если мы процент представительства древесных пород ${}_0/z_i$ считаем представителем производственного использования располагаемых производственных сил, то процентом производственной эффективности древесных пород ${}_0/Ef_i$ является разность

$$\frac{H_{si} \cdot ha^{-1}}{H_{tm} \cdot ha^{-1}} \cdot 100 - \% z_i.$$

Решались корреляционные зависимости ${}_0/Ef$ древесных пород, их групп и целых смесей на Z и установлена критическая полнота насаждения, при которой их продукция именно равна табличной продукции принятой в основу древесной породы. У ели подробно решались корреляции, как ${}_0/Ef$ к A_{sm} , B_{sm} , ${}_0 \Delta V_{sm}$, ${}_0/z_i$ всех древесных пород, их групп и целых смесей. В заключение анализировались и корреляционные зависимости ${}_0/Ef$ целых смесей от процентного представительства отдельных древесных пород и их групп в смешанных насаждениях с целью определить допустимое представительство, при котором наличие намечаемой древесной породы представляет собой определенный производственный вклад. Цель обследования заключается в методической помощи при решении вопросов производственных целей в сложных условиях смешанных насаждений.

биометрия; смешанные насаждения; производственные цели

DVOŘÁČEK, J. — POLÁK, L. (Lesnická fakulta VŠZ, Brno). *Biometrical Analysis of Mixed Stands for Determining Objects of Management*. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 815-834.

The biometrical analysis of mixed stands in the forest type 3H2 (27 sample plots in the former forest district Vranov of the training forest enterprise Křtiny) deals with mensurational stand characteristics, i. e. age (A_i), stand density (Z), site class (B_i) and their participation (0_0z_i) with regard to age. It also studies problems of the height and volume development, i. e. site quality of the individual tree species in mixtures and their diameter and volume responses to subnormal and/or abnormal numbers of trees. The corresponding data of yield tables were used as a relatively identical basis and comparative criterion of analysis and objective evaluation of the mixture. These tables were also used for objective comparisons of tree species, groups of conifers, groups of broadleaved species and whole mixed stands from the viewpoint of their production quantity (H_{si}/ha) in such a way that the tabular growing stock of timber (over 7 cm in diam.) of the same species (Norway spruce) of the same age (H_{st}/ha) occurring on all the plots was taken as the basis of a relatively uniform comparison of production. If we consider the 0_0 of the participation of tree species (0_0z_i) as the representative of the productive utilization of available productive power, then the difference is the 0_0 of the productive effectivity of tree species.

$$\frac{H_{si} \cdot ha^{-1}}{H_{tsm} \cdot ha^{-1}} \cdot 100 - \% z_i.$$

Studied were the correlations of the 0_0Ef of tree species, their groups and whole mixtures to (Z) and their critical stand density was estimated; their production then equals the tabular production of the tree species taken as the basis. In Norway spruce correlations were studied in detail as the (0_0Ef) to (A_{sp}), (B_{sp}), ${}^0_0\Delta V_{sp}$, 0_0z_i of all species, their groups and whole mixtures. Finally, analyzed were also correlative relationships of the (0_0Ef) of whole mixtures to the percentual participation of the individual species and their groups in mixed stands aiming at presenting allowable participations where the occurrence of the considered species is the given productive contribution. The aim of study was to contribute methodically to the solution of problems of management objectives in complicated conditions of mixed stands.

biometrics; mixed stands; management objectives

DVOŘÁČEK, J. — POLÁK, L. (Lesnická fakulta VŠZ, Brno). *Biometrische Analyse der Mischbestände zur Bestimmung von Betriebszielen*. Lesnictví, 23, 1977 (10) :815-834.

Die biometrische Analyse der Mischbestände im Waldtyp 3H2 (27 Versuchsflächen im ehemaligen Forstrevier des Forstlichen Schulbetriebes Křtiny) befaßt sich mit Waldaufnahmecharakteristiken, und zwar mit Alter A_i , Bestockung der Bestände Z , Bonität der Holzarten B_i und ihrer Vertretung 0_0z_i mit Bezug auf das Alter. Es werden auch Fragen der Höhen- und Massenreife gelöst, also der Maßqualität der einzelnen Holzarten in Mischungen untereinander und deren Durchmesser- und Massenreaktion auf subnormale, bzw. übernormale Anzahl ihrer Bäume. Als relativ identische Grundlage und Vergleichsmaß für Analyse und objektive Beurteilung des Standes der Mischung wurden entsprechende Angaben der Ertrags tafeln eingesetzt. Diese wurden auch für den objektiven Vergleich der Holzarten, der Nadelholzgruppe, der Laubholzgruppe und der ganzen Mischbestände von der Hinsicht der Qualität ihrer Produktion (H_{si} je ha) angewendet und zwar so, daß als Grundlage des relativ einheitlichen Produktionsvergleiches jeweils der Tabellen vorrat an Derbholz von allen Flächen der vorkommenden Hauptholzart Fichte von demselben Alter (H_{tsm} je ha) genommen wurde. Falls wir die perzentische Holzartenvertretung 0_0z_i als Vertreter der Produktionsnutzung der disponiblen Produktivkräfte betrachten, ist der Prozentsatz der Produktionseffektivität der Holzarten 0_0Ef_i der Unterschied

$$\frac{H_{si} \cdot ha^{-1}}{H_{tsm} \cdot ha^{-1}} \cdot 100 - \% z_i.$$

Es wurden Korrelationsabhängigkeiten $\%Ef$ für Holzarten, ihre Gruppen und ganze Mischungen von Z gelöst und ihre kritische Bestockung bestimmt, bei der ihre Produktion der Tabellenproduktion der als Grundlage einbezogenen Einheitsholzart eben gleicht. Bei der Fichte wurden detailliert Korrelationen als $\%Ef$ von A_{sm} , B_{sm} , $\% \Delta V_{sm}$, $\% z_i$ aller Holzarten, ihrer Gruppen und ganzer Mischungen gelöst. Zum Schluß wurden auch Korrelationsabhängigkeiten $\%Ef$ ganzer Mischungen von prozentueller Vertretung einzelner Holzarten und ihrer Gruppen in Mischbeständen analysiert um die zulässige Vertretung nachweisen zu können, bei der das Vorkommen der jeweiligen Holzart den bestimmten Produktionsbeitrag darstellt. Das Ziel der Untersuchung ist es, methodisch zur Lösung der Fragen der Betriebsziele in komplizierten Verhältnissen der Mischbestände beizutragen.

Biometrie; Mischbestände; Betriebsziele

DVOŘÁČEK, J. — POLÁK, L. (Lesnická fakulta VŠZ, Brno). *Analyse biométrique des peuplements mixtes pour la détermination des objectifs de la culture*. Lesnictví, 23, 1977 (10) : 815-834.

L'analyse biométrique des peuplements mixtes du type de forêt 3H2 (27 surfaces d'essai dans l'ancien canton de bois Vranov de l'Entreprise forestière d'école Křtiny) traite les caractéristiques de taxation des peuplements, à savoir l'âge A_i , la densité en tronc des peuplements Z , la qualité des essences B_i et leur représentation $\% z_i$ compte tenu de l'âge. On résout également les questions de la maturité de hauteur et de volume, donc les qualités de dimensions réciproques des différentes essences dans les mélanges et leurs réactions d'épaisseur et de matière au nombre au-dessous et au-dessus de la norme de leurs arbres. On a pris pour la base relativement identique et le critère comparatif d'analyse et d'estimation objective du mélange, les données respectives des tables de production. On les a employé également pour une comparaison objective des essences, du groupe de conifères, du groupe des arbres feuillus et des peuplements mixtes tout entiers du point de vue de la quantité de leur production (H_{si} par ha) de sorte que la réserve de bois gros du tableau sur toutes les surfaces de l'essence principale de l'épicéa de l'âge identique existant (H_{ism} par ha) servait toujours de base pour la comparaison de production relativement unique. Si nous considérons le pourcentage de représentation des essences $\% z_i$ comme facteur représentant l'utilisation productrice des forces productrices disponibles, la différence

$$\frac{H_{si} \cdot ha^{-1}}{H_{ism} \cdot ha^{-1}} \cdot 100 - \% z_i.$$

est formée par le pourcentage de l'efficacité de production des essences $\% Ef_i$.

On examinait les dépendances de corrélation des essences $\% Ef$, de leurs groupes et des mélanges tout entiers de Z tout en déterminant leur densité en troncs critique, pendant laquelle leur production est justement égale à la production de la table donnée en tant que base de l'essence d'unité donnée. Pour l'épicéa on a résolu en détail les corrélations, telles que $\% Ef$ de A_{sm} , B_{sm} , $\% \Delta V_{sm}$, $\% z_i$ de toutes les essences, de leurs groupes et des mélanges tout entiers. En conclusion on a également analysé les dépendances de corrélation de $\% Ef$ des mélanges tout entiers de la représentation en pourcentage des différentes essences et de leurs groupes dans les peuplements mixtes en vue de préciser la représentation admissible, pendant laquelle l'existence de l'essence en question devient l'apport de production déterminé. L'objectif de l'examen est de contribuer de manière méthodique à la solution des questions des buts de production dans les conditions compliquées des peuplements mixtes.

biométrie; peuplements mixtes; buts de production

Adresa autorů:

Dr. Ing. Josef Dvořáček, doc. Ing. Lubomír Polák, CSc., lesnická fakulta VŠZ, Lesnická 37, 662 66 Brno

GREGUŠ C.: HOSPODÁRSKA ÚPRAVA MALOPLOŠNÉHO RUBAŇOVÉHO LESA. 1976, BRATISLAVA

V současném stavu rozvoje lesního hospodářství a jeho nejbližších perspektiv má hospodářská úprava lesů před sebou náročné úkoly. K nejnáléhavějším patří, jak se vypořádat s plánováním hospodářské činnosti v lesích na dlouhou dobu dopředu v souladu s moderními koncepcemi rozvoje lesního hospodářství. Autor ve své knize řeší tuto problematiku. Vychází ze zákonných norem ČSSR, podle nichž základním hospodářským způsobem v našich lesích je maloplošný pasečný (podrostní) způsob. Vedle důkladného rozboru současných představ o aplikaci tohoto hospodářského způsobu a vysvětlením všech pojmů, souvisejících s maloplošným pasečným hospodářstvím, se autor zabývá i dalšími problémy, a to především z toho důvodu, aby hospodářskoupravnická i provozní praxe měla možnost se seznámit s některými navrhovanými a v hospodářské úpravě lesů dosud neužívanými postupy, o něž by bylo možno se v případě potřeby opírat.

Nejprve se autor zaměřuje na rozbor přírodních zákonitostí, které lze plně využívat právě v maloplošném hospodářství. Vyhodnocuje srovnání s holosečným hospodářským způsobem a uvádí jeho výhody i nevýhody a pak navazuje na výčet předností, které nabízí maloplošný způsob, jak z hlediska produkce kvalitní dřevní hmoty, tak i po stránce zajištění všeobecných blahodárných účinků lesa v krajině.

Budoucí očekávaný vývoj lesního hospodářství charakterizuje výrazným přesunem závažnosti z produkčních funkcí lesa na jeho všeobecně prospěšné hodnoty (tj. do oblasti mimoprodukcí); přitom vychází z předpokládaného rostoucího nedostatku pracovních sil a z dalšího prudkého rozvoje vědy a techniky, již nyní se významně promítajícího do lesnického odvětví národního hospodářství.

V prostorovém uspořádání lesa se při maloplošném pasečném hospodářství uplatní snaha dosáhnout maximálně možné trvalosti rozdělení lesa, aby bylo možno plynule a nerušeně sledovat vývoj stavu lesa a hospodářských výsledků. Základní a neměnná plošná jednotka — dílec — se sice i zde člení na dílčí

plochy (porosty), avšak po dosažení mýtní zralosti se v podstatě vytvoří zpravidla dvě porostní složky, a to matečný porost a uvolněný následný porost; matečný porost se většinou bude ještě dělit na starou (horní) a mladou (spodní) etáž. Další zvláštnost záleží ve vnitřním prostorovém uspořádání, tj. v tvorbě zmlazovacích složek během obnovní doby.

Při časovém uspořádání (na rozdíl od holosečného způsobu) nepostačí již při hospodaření maloplošně pasečným způsobem pouze věk, a proto je zde třeba zavést další základní veličinu — tloušťku středního kmene — jako kritérium k rozlišení růstových stupňů. Mýtní zralost porostu se pak stanoví na podkladě kulminace celkového průměrného přírůstu hodnotového a vyjádří se věkem i tloušťkou středního kmene.

Z analýz vyplynulo, že zralost jednotlivých stromů nastává později než zralost celého porostu; proto je u clonné seče třeba stanovit obnovní dobu podle mýtní dospělosti porostu. Její délka se z ekonomického hlediska odvodí pomocí časového úseku, který uplyne mezi postupným dosažením mýtní zralosti od prvních do posledních stromů porostu; z biologického hlediska je délka obnovní doby dána časovým rozpětím, po němž je možno následný nárost uvolnit. Předržení přírůstové výkonných jedinců matečného porostu během zmlazovací doby poskytuje významný ekonomický efekt, a to za předpokladu, že postupně těžbou vyjímáné stromy jsou současně nahrazovány přirozeným zmlazením.

V obsáhlé kapitole pojednává autor o těžební úpravě; regulace vyplyne z empiricky odvozených těžebních procent pro jednotlivé věkové stupně, a to podle konkrétních podmínek. Cílem je připravit vhodné prostředí pro přirozenou obnovu za současného vystupňování produkce a respektování dalších blahodárných účinků lesa.

Maloplošný pasečný způsob vyžaduje, aby byl co možná všestranně podchycen stav lesa, stanoven hospodářský cíl a zajištěna spolehlivá kontrola hospodaření. Za tím účelem doporučuje autor sledovat tyto veličiny, ukazatele: věk, střední výška, střední tloušťka a objem středního kmene; velikost zásoby a její struk-

tura (podle kvality, dimenzí a sortimentu — včetně hodnoty), zastoupení dřevin, zakmenění, přirozené zmlazení, poměr věkových a růstových stupňů i jejich doby přesunů a konečně též přírůstků. Růstové stupně pak člení v tomto sledu: holina, nálet, nárost, mlazina, tenká a tlustá tyčovina, tenká, střední, tlustá a velmi tlustá kmenovina.

Pro hospodářskou úpravu maloplošného pasečného způsobu navrhuje autor vytyčení provozních cílů (cílové zastoupení dřevin, cílovou produkci, skladbu a zakmenění) a cílové uspořádání hospodářské skupiny, graficky — jako vývojový model — na základě věkových stupňů, růstových stupňů a tloušťkových tříd.

Dr. Ing. Jaroslav Řehák, CSc., Vědecký lesnický ústav VŠZ, Kostelec nad Černými lesy

Další kapitoly se pak zabývají hospodářskoúpravnickým plánováním (podle zavedených stupňů) a kontrolou, a to se zřetelem k potřebám a zvláštnostem maloplošného pasečného způsobu. V závěru je pak uveden výpočet elaborátů hospodářské úpravy lesů, zhodnocen vztah mezi hospodářskou úpravou lesů a lesním provozem a nastíněna problematika vývoje hospodářské úpravy lesů v nejbližší budoucnosti.

Knihu C. Greguše (273 strany, 69 obr.) je možno doporučit jako dobrou pomůcku pro pracovníky HÚL a současně i jako vhodnou učebnici pro lesníky v provozní praxi. Obsahové uspořádání knihy je přehledné a rovněž z hlediska formálního je vzorně vybavena.

Podepsáno k tisku 29. 12. 1977.

OBSAH

Korf V.: Některé výsledky biometrického a hospodářskoupravnického výzkumu v ČSSR	741
Šmelko Š.: Nový způsob overovania a hodnotenia reprezentatívnych metód zisťovania hmoty porastov	743
Korf V.: Biometrický význam plochy kambia kmenů lesních stromů a její vztah k základním taxačním veličinám	755
Hubač K.: Hmotové tabuľky pre buk	775
Halaj J.: Použitie rastových tabuliek diferencovaných podľa zásobovej úrovne porastov	799
Dvořáček J., Polák L.: Biometrická analýza smíšených porostů ke sta-novení provozních cílů	815

Aktuality

Řehák J.: Greguš C.: Hospodářska úprava maloplošného rubaňového lesa. 1976, Bratislava	835
--	-----

СОДЕРЖАНИЕ

Корф В.: Некоторые результаты биометрического лесоустроительного научного исследования в ЧССР	741
Шмелко Ш.: Новый способ испытания и оценки репрезентативных методов опре-деления массы лесонасаждений	753
Корф В.: Биометрическое значение площади камбия лесных дееревьев	771
Губач К.: Массовые таблицы для бука	797
Галай Я.: Применение таблиц роста, дифференцированных по уровню запасов лесонасаждений	812
Дворжачек Й., Полак Л.: Биометрический анализ смешанных насаждений для определения производственных целей	832

Новости

Ржегак Я.: Грегуш Ц.: Лесоустройство на мелких площадях лесосечного леса. 1976, Братислава	835
--	-----

CONTENTS

Korf V.: Some Results of Biometric and Forest Management Research in the ČSSR	741
Šmelko Š.: A New Method of Testing and Evaluating Representative Methods of Determining the Stand Volume	754
Korf V.: Biometrical Importance of the Cambium Area of Forest Trees	772
Hubač K.: Volume Tables for Beech	797
Halaj J.: Use of Yield Tables Differentiated according to the Growing Stock Level	813
Dvořáček J., Polák L.: Biometrical Analysis of Mixed Stands for De-termining Objects of Management	833

Topical News

Řehák J.: Greguš C.: Forest Management of a Small Area Cutting Forest. 1976, Bratislava	835
---	-----

INHALT

Korf V.: Einige Ergebnisse der biometrischen und forsteinrichtungsbetrieb-lichen Forschung in der ČSSR	741
Šmelko Š.: Neue Methode zur Überprüfung und Bewertung der Stieb-probenverfahrens zur Bestimmung der Bestandesmaße	An 754
Korf V.: Biometrische Bedeutung der Kambiumfläche bei Waldbaumstämmen und ihre Beziehung zu Taxationsgrundgrößen	An 772
Hubač K.: Massentafeln für Buche	798
Halaj J.: Anwendung der nach Vorratsniveau der Bestände differenzierten Ertragstafeln	An 813
Dvořáček J., Polák L.: Biometrische Analyse der Mischbestände zur Bestimmung von Betriebszielen	833

Aktualitäten

Řehák J.: Greguš C.: Forsteinrichtungsbetrieb im Kleinflächenhiebswald. 1976, Bratislava	835
--	-----

TABLE DES MATIÈRES

Korf V.: Résultats de la recherche biométrique et de la recherche portant sur l'aménagement des forêts	741
Šmelko Š.: Mode nouveau de vérification et d'estimation des méthodes représentatives d'identification du volume sur pied des peuplements	754
Korf V.: Importance biométrique de la surface du cambium des arbres de forêt	773
Hubač K.: Tables de volume pour le hêtre	An 797
Halaj J.: Emploi des tables de production différenciées suivant le niveau de réserve des peuplements	814
Dvořáček J., Polák L.: Analyse biométrique des peuplements mixtes pour la détermination des objectifs de la culture	834

Actualités

Rehák J.: Greguš C.: L'aménagement des forêts de petite superficie traitées en futaine régulière. 1976, Bratislava	835
--	-----

LESNICTVÍ č. 11/1977

otiskuje tyto práce:

- Peřina V., Kantor P., Mareš V.: Vliv porostních stěn a šířky holosečí na růst smrkových kultur v horských polohách
 Remiš J.: Použitie metódy latinského štvorca pri výskume prečistiek u borovice sosny
 Švestka M.: Možnost použití bakterie *Bacillus thuringiensis* Berl. v biologickém boji proti *Operophtera brumata* L. a *Tortrix viridana* L.
 Černý Z.: Použití rotační sekačky RSB-631 při mechanizaci výchovy mladých lesních porostů
 Chalupa V.: Šlechtění lesních dřevin ve Finsku

Lesnictví č. 11/1977 stojí 12,— Kčs. Objednávky přijímá

Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství, Slezská 7, 120 56 Praha 2
 Poštovní novinová služba, Jindřišská 14, 110 00 Praha 1

Rozšiřuje Poštovní novinová služba. Objednávky a předplatné přijímá PNS — ústřední expedice tisku, administrace odborného tisku, Jindřišská ulice 14, 110 00 Praha 1. Lze též objednat u každé pošty i poštovního doručovatele. Objednávky do zahraničí vyřizuje PNS — ústřední expedice tisku, oddělení vývozu tisku, Jindřišská ulice 14, 110 00 Praha 1. Vytiskl MÍR, novinářské závody, n. p., závod 6, Legerova ulice 22, 120 00 Praha 2.