

VĚDECKÝ ČASOPIS



LESNICTVÍ

10

ROČNÍK 25 (LII)
PRAHA
ŘÍJEN 1979
CENA 12 Kčs

ČESKOSLOVENSKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÁ
ÚSTAV VĚDECKOTECHNICKÝCH INFORMACÍ
PRO ZEMĚDĚLSTVÍ

LESNICTVÍ

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., 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., genmj. Ing. Václav Růžička, prof. Ing. Miroslav Stolina, CSc.

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

© Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství, Praha 1979

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 Informationen 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.

BIOMETRICKÝ A HOSPODÁRSKOÚPRAVNICKÝ VÝZKUM KONCEM

6. PĚTILETKY

Plán našeho vědeckého lesnického výzkumu byl na počátku 6. pětiletky 1975—1980 pečlivě propracován v nejužší spolupráci výzkumných pracovišť s praxí. Tím byly do plánu zařazeny výzkumné problémy nejaktuálnější a také potřebné pro další rozvoj našeho československého socialistického lesního hospodářství.

V našem biometrickém hospodářskoúpravnickém výzkumu se při sestavování plánu především zúčastnili za praxi pracovníci ústavu pro hospodářskou úpravu lesů. Zástupci těchto ústavů aktivně a soustavně, stejně tak jako v dřívějších obdobích, spolupracují s výzkumem. Je to např. účast při oponentském projednávání závěrečných zpráv, sledování průběhu prací na výzkumu a přebírání dosažených výsledků k praktickému ověření.

Tento vztah hospodářskoúpravnické praxe k výzkumu je vyjádřen účastí pracovníků ústavů v koordinačních výzkumných radách a zejména pak účastí ve společné celostátní komisi pro růstové tabulky, kde se výsledky biometrického výzkumu soustavně projednávají a kriticky hodnotí.

Několikaletá úspěšná spolupráce našeho výzkumu s hospodářskoúpravnickou praxí a její dosavadní pozitivní výsledky byly již několikrát při různých příležitostech kladně hodnoceny. Vždy bylo vyjádřeno uspokojení nad tím, jaké má náš hospodářskoúpravnický výzkum konkrétní a spolehlivé odborné zázemí.

Při této spolupráci našeho výzkumu s praxí se podařilo mimo jiné získat obsáhlé produkční údaje o růstových procesech lesních porostů ze všech oblastí ČSSR, a to na podkladě periodického měření základních taxačních údajů hlavních našich dřevin. Založenou rozsáhlou sítí výzkumných ploch, periodicky proměřovaných, tvoří v menším rozsahu trvalé výzkumné plochy s číslovanými kmeny (trvalé výzkumné plochy — TVP), převážně pak výzkumné plochy poloprovozní, které nemají číslované stromy (poloprovozní výzkumné plochy — PVP).

Dnes je několikatisícová síť výzkumných ploch, rozložených po celém území ČSSR, hlavním domácím zdrojem spolehlivých empirických údajů, z nichž náš výzkum odvozuje biometrické regresní zákonitosti o růstových a přírůstkových procesech lesních porostů. Údaje neslouží jen pro konstrukci čs. růstových tabulek, ale i pro řešení jiných důležitých produkčních problémů. Tak např. se náš biometrický výzkum řadu let zabývá produkčními problémy základních a pro nás důležitých typů smíšených porostů. Značný význam má i velký počet výzkumných ploch založených k probírkovému výzkumu apod.

Založením, soustavným sledováním a biometrickým vyhodnocením produkčních výzkumných ploch se můžeme právem zařadit mezi státy s nejvyspělejším lesním hospodářstvím, s bohatou výzkumnou tradicí. Mnohé z těchto států sledují a vyhodnocují růstové procesy lesních porostů pomocí sítě trvalých výzkumných ploch již dlouhou dobu a mohou tak pro své podmínky jistěji a spolehlivěji hodnotit produkci a faktory, které ji ovlivňují. Světový lesnický výzkum se obecně přiklání k názoru, že získat spolehlivější informace o růstu a přírůstu jinými způsoby je v současné době nemožné.

Na podkladě dosud získaných údajů z TVP a PVP, popř. dalších produkčních ploch, je našim výzkumem prováděno biometrické vyhodnocení s využitím matematicko-statistických metod a za pomoci moderní výpočetní techniky. Tím se dochází poměrně rychle, podle daných předpokladů, k odvození nových růstových zákonitostí, prověření dřívějších a k možnostem jejich zobecnění.

Pro vlastní vyhodnocení růstových procesů lesních porostů je vedle získaných podkladových údajů důležité vyhotovení, popř. přepracování, některých dosavadních taxačních pomůcek, zejména hmotových tabulek. Jde tu v podstatě o vědecké doplnění soustavy těchto tabulek podle dnešních požadavků na objemové jednotky. Na základě již dříve započatého výzkumu se ujal této náročné práce VŮLH ze Zvolenu a katedra hospodářské úpravy lesů na lesnické fakultě VŠLD ve Zvolenu. V této pětiletce byly zpracovány na podkladě poměrně rozsáhlého empirického materiálu zejména hmotové tabulky pro dub a buk. Na tabulkách pro ostatní dosud nezpracované dřeviny se pracuje. Nové, resp. revidované, hmotové tabulky budou používány jak výzkumem, tak i praxí pro stanovení porostních zásob.

Je nám dobře známo, že lesní zákon 166/1960 Sb., platný do konce roku 1977, bezesporu splnil své poslání, pozitivně přispěl k socializaci lesů a konkrétně vytyčil základní úkoly čs. lesního hospodářství v uplynulé etapě. V současné době politického a ekonomického rozvoje se však vyžaduje, aby kvalitativně vyšší cíle lesního hospodářství byly opřeny o novou legislativní úpravu. Proto byl dne 26. 10. 1977 vydán nový federální zákon č. 61 Sb. o lesích a pro obě naše socialistické republiky národní lesní zákony, a to zákon č. 96 Sb. České národní rady ze dne 20. 12. 1977 o hospodaření v lesích a státní správě lesního hospodářství a zákon č. 100 Sb. Slovenskej národnej rady z 20. 12. 1977 o hospodaření v lesoch a štátnej správe lesného hospodárstva. Všechny tyto citované zákony mají platnost od 1. ledna 1978.

V nových lesních zákonech a k nim vydaných vyhláškách obou národních ministerstev lesního a vodního hospodářství se zdůrazňuje zvláštní význam a poslání hospodářské úpravy lesů pro zvyšování produkční schopnosti a také pro stále více zvýrazňované uspokojování i ostatních mimoprodukčních funkcí lesů. Podle členění lesů mají pocho-pitelně pro produkci dřeva největší význam lesy hospodářské, i když i u této kategorie je nutno přihlížet k ostatním celospolečenským funkcím lesů. Pozornost se ve vydaných předpisech věnuje lesům ochranným a lesům zvláštního určení vymezeného podle specifických společenských potřeb.

Hospodářská úprava lesů musí plně zajistit poslání všech těchto kategorií lesů a účinně působit při realizaci a kontrole plánovaných opatření.

S řešením této poměrně složité problematiky úpravnického plánování je úzce spojen i náš biometrický a hospodářskoúpravnický výzkum a plnění jeho plánovaných úkolů. Výzkum má dalším prohlubováním teoretických poznatků i ověřováním nových zkušeností pomáhat hospodářské úpravě lesů při plnění jejího poslání, a tím také účinně přispívat k intenzifikaci našeho socialistického lesního hospodářství.

V minulých letech současné pětiletky by oponentsky projednán první koncept čs. růstových tabulek pro pět hlavních dřevin. Byl to v podstatě náš nejdůležitější a největší výzkumný úkol propracovaný s využitím všech dosud známých biometrických zákonitostí na podkladě rozláhlého empirického materiálu řešiteli J. Halajem a J. Řehákem.

Tento první koncept růstových tabulek s některými novými údaji oproti růstovým tabulkám dosud používaným je dále výzkumem i praxí prověřován a doplňován tak, aby mohl být v příštím roce předložen v upravené formě a umožněno zavedení nových tabulek do praxe.

V roce 1979 byly z plánovaných dílčích výzkumných úloh hlavního badatelského úkolu Biometrie lesních dřevin a teoretické základy hospodářské úpravy lesů oponovány a obhájeny dvě závěrečné zprávy. Závěrečné zprávy s výsledky výzkumu ze všech ostatních dílčích úloh budou podle plánu předloženy a oponovány v roce 1980.

V oponované závěrečné zprávě řešitele J. Wolfa Výzkum a ověřování vhodných tvarů diferenciálních rovnic pro zákonitosti růstu porostní výšky se řeší problematika soustavy výškových bonitních křivek (bonitního vějíře) pro smrkové růstové tabulky na podkladě aplikace Bernoulliovy diferenciální rovnice. Práce je v podstatě uveřejněna v tomto tematickém čísle.

Poměrně obsáhlá závěrečná zpráva z našeho biometrického výzkumu byla v roce 1979 oponována a schválena na lesnické fakultě VŠLD ve Zvolenu. Jejími řešiteli jsou V. Korf a Š. Šmelko. Práce má název Bežný přírastok lesných porostů, současné metody jeho stanovení a návrh nové metody. Je výsledkem několikaletého výzkumu a vedle rozboru hlavních metod stanovení běžného přírůstu podává novou původní metodu založenou na biometrických vztazích mezi hmotou přírůstového vzorníku a jeho přírůstem. Práce je originální a jejím výsledkem jsou přírůstové tabulky vypracované pro naše hlavní dřeviny.

Vedle četných uveřejněných biometrických studií ve vědeckých časopisech je nutno zvláště uvést výsledky několikiletého biometrického výzkumu obsažené v knize J. Halaje: Výškový rast a štruktúra porastov a v knize A. Priesola: Stromové rozstupy. Oba tyto vědecké spisy byly vydány nákladem SAV v Bratislavě v roce 1978.

Do tohoto tematického čísla jsou zařazeny dílčí příspěvky J. Halaje, J. Poláka, J. Wolfa, J. Roda, B. Páva a Z. Poleno.

Není pochyby o tom, že hlavní výzkumný úkol Biometrie lesních dřevin a teoretické základy hospodářské úpravy lesů, koordinovaný

lesnickou fakultou VŠLD ve Zvolenu, bude na konci pětiletky uzavřen významnými výzkumnými výsledky, jež budou mít pro naši hospodářskou úpravu lesů nejen teoretický, ale i praktický význam.

Prof. Dr. Ing. Václav K o r f, DrSc.

J. Halaj

HALAJ, J.: (Výskumný ústav lesného hospodárstva, Zvolen). *Rast a produkcia smrekových porastov ČSSR*. Lesníctví, 25, 1979 (10) : 869-882.

V období rokov 1965—1975 sa vykonali výskumné práce na vyhotovení rastových tabuliek hlavných drevín v spolupráci vedeckovýskumných ústavov, lesníckych škôl a ústavov pre hospodársku úpravu lesov. Pre smrek sa založilo 1495 výskumných plôch. V práci sa zhodnocuje rast a produkcia smrekových porastov na podklade 1. vydania rastových tabuliek, vyhotovených v roku 1975. Tabuľky sú založené na absolútnych výškových bonitách a sú rozdiferencované na tri stupne zásobovej úrovne a vyhotovené počítačom na podklade matematického modelu. V práci sa zhodnocuje výškový a hrúbkový rast smreká, počet kmeňov, kruhová základňa a zásoba na ha, päťročné prebierky, celková produkcia a prírastky.

rastové tabuľky; smrek; rast; produkcia

Výskumné práce na zostavení rastových tabuliek hlavných drevín, ktoré prebiehajú od roku 1965, priniesli úplnejšie údaje o raste a produkcii našich smrekových porastov. Práce sa vykonávajú v celoštátnom rozsahu, a to v spolupráci vedeckovýskumných inštitúcií, lesníckych fakúlt a ústavov pre hospodársku úpravu lesov. Na prácach sa zúčastňuje aj lesná prevádzka, a to pri zakladaní siete výskumných plôch a pri vykonávaní ťažbových zásahov na plochách. Práce usmerňuje a koordinuje Komisia pre rastové tabuľky. Výskumný program určil pre obdobie 1965—1974 zakladanie a opakované meranie výskumných plôch a pre rok 1975 vypracovanie 1. vydania tabuliek (Halaj, Řehák 1979). Príspevok zhodnocuje rast a produkciu smrekových porastov na podklade týchto prvých tabuliek.

POKUSNÝ MATERIÁL

Základom konštrukcie tabuliek je sieť výskumných plôch založených po celom území štátu tak, aby sa reprezentatívne zachytili rastové oblasti, stanovišťa, vekové stupne a i. Sieť sa skladá z dvoch druhov plôch — poloprevádzkových, ktoré zakladali ústavy pre hospodársku úpravu lesov a trvalých, ktoré zakladali vedeckovýskumné inštitúcie. Plochy sa merajú do budúcnosti opakovane každých päť rokov a budú slúžiť pre vyhotovenie ďalších revidovaných vydaní rastových tabuliek. Všetky práce na plochách sa konajú podľa Smerníc pre zakladanie

a zhodnocovanie výskumných plôch na vypracovanie rastových tabuliek hlavných drevín ČSSR, ktoré vydala Komisia v roku 1965 a 1972.

Pri smreku sa použili TVP založené na území SSR Výskumným ústavom lesného hospodárstva, a to 24 TVP so 46 meraniami. Ďalej sa použili Pařezove (1965) prebierkové TVP založené na území ČSR, a to 22 TVP s 54 čiastkovými plôškami a 138 meraniami. Použili sa aj Vyskotove (1969) a Korpeľove (1965) prebierkové TVP. Spolu sa použili údaje 85 TVP (čiastkových plôšok) s 201 meraniami. Zvyšujúcu časť pokusného materiálu tvoria PVP ročníkov 1965—1973. Pri prvých ročníkoch sa použili aj opakované merania. Z celého územia ČSSR bolo k dispozícii celkom 1495 výskumných plôch, spolu 2199 meraní. Z toho počtu pripadá na územie ČSR 1067 plôch (1559 meraní) a na územie SSR 428 plôch (640 meraní).

RASTOVÉ TABULKY

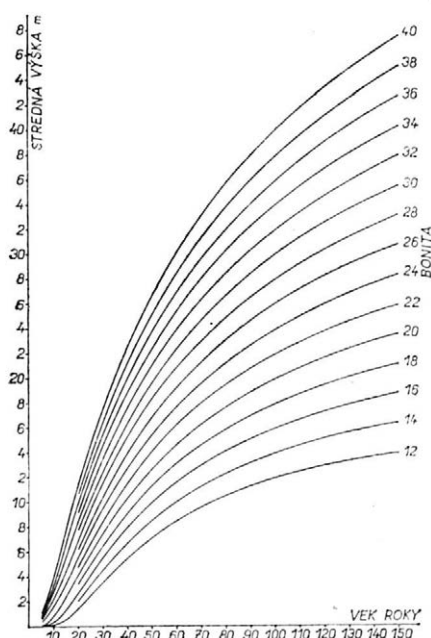
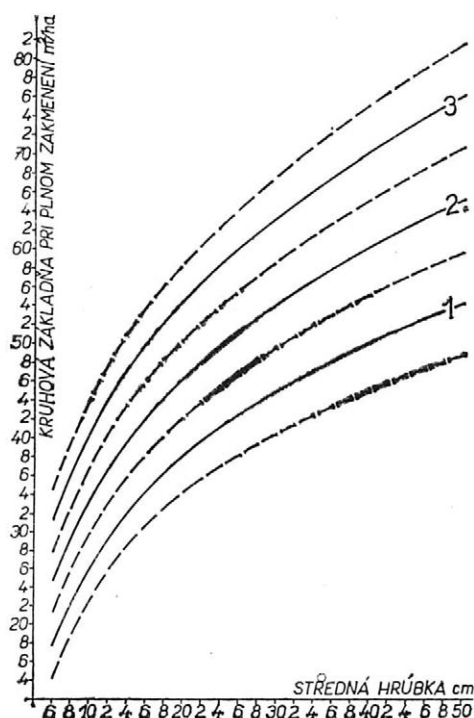
Spracovali sa počtárskym vyrovnaním porastových veličín na základe matematického modelu rastových tabuliek (Halaj, Pánek 1978) na počítači. Tabuľky obsahujú údaje pre združený (celý) porast (pred prebierkou), hlavný porast (po prebierke) a podružný porast (päťročné prebierky). V rastových tabuľkách sú dvojaké údaje prebierok; a) Podružný porast I udáva veličiny odvodené zo skutočných prebierok na výskumných plochách. Charakterizujú reálne pestovné potreby súčasných porastov a sú použiteľné v praxi. b) Podružný porast II udáva prebierky odvodené počtársky z úbytku stromov združeného porastu. Udáva možnú zásobu prebierok pre porasty, ak sa v nich vykonávajú dlhodobé prebierky podľa vzoru rastových tabuliek. Prebierky II sú použiteľné len v dlhodobom vývoji porastov. V tabuľkách sa použili pre odvodenie celkovej produkcie.

So zreteľom na odlišnosti rastu sa pre smrek vyhotovili rastové tabuľky pre dve samostatné vegetačné oblasti — horské a nižšie polohy. Najväčšie diferencie porastov obidvoch polôh sa vyskytujú (pri rovnakom veku a bonite) v strednej hrúbke a počte stromov na ha. Výškový rast je rovnaký, preto aj výškové bonitové krivky sú pri obidvoch tabuľkách rovnaké. Pre rozlíšenie týchto dvoch oblastí sú najvhodnejšie lesné vegetačné stupne. Na území ČSR patria do horských polôh všetky porasty 8. smrekového a 7. bukovo-smrekového stupňa. Okrem toho sem patria porasty kategórie R (rašelinná) zo smrekovo-bukového stupňa. Hranica tu zodpovedá nadmorskej výške približne 900 m n. m. Na území SSR patria do horských polôh porasty zo 7. smrekového lesného vegetačného stupňa. Hranica tu zodpovedá nadmorskej výške približne 1300 m n. m.

Vstupné veličiny tabuliek sú vek, výška (stredná alebo horná), bonita a stupeň zásobovej úrovne.

Použili sa absolútne výkové bonity, určené strednou výškou vo veku 100 rokov s odstupňovaním po dvoch m. Tabuľky pre horské polohy obsahujú bonity 12 až 22 (6 bonít), pre nižšie polohy bonity 12 až 40 (15 bonít). Bonituje sa podľa strednej alebo hornej výšky (stredná výška 10 % najhrubších kmeňov).

Stupeň zásobovej úrovne je mierou absolútneho zakmenenia porastov. Definuje sa kruhovou základňou na ha pri plnom zakmenení v závislosti od strednej hrúbky (obr. 1). Charakterizuje variabilitu jednotkovej tabuľkovej kruhovej základne, resp. zásoby, vplyvom stanovišťa, rastovej oblasti, spôsobu pestovania porastov a i. Rozdiely v počte stromov, kruhovej základni alebo v zásobe na ha porastov plného zakmenenia, rovnakého veku a bonity sú v porastových pomeroch ČSSR pri všetkých hlavných drevinách veľké. Pri smreku dosahujú maximálne asi $\pm 24\%$ od priemernej hodnoty. Celková amplitúda zásobovej úrovne porastov sa preto rozdelila na tri stupne (obr. 1) — spodný 1 pre porasty najnižšej absolútnej hustoty, stredný 2 pre porasty priemernej a horný 3 pre porasty najvyššej absolútnej hustoty. Zásobová úroveň sa určuje buď dendrometrickým meraním (na základe strednej hrúbky a kruhovej základne porastu podľa obr. 1), alebo na základe stanovištných ukazovateľov (súborov lesných typov) a rastových oblastí (Halaj, Řehák 1979). Pre všetky hektárové veličiny (počet stromov, kruhová základňa, zásoba, celková produkcia, prírastky) sú v tabuľkách hodnoty pre zásobovú úroveň 1,2,3.



1. Kruhová základňa združeného porastu na ha pri plnom zakmenení v závislosti od strednej hrúbky pre stupne zásobovej úrovne 1, 2, 3. — A relationship of the basal area of the composite stand per 1 ha (full stand density) and of the mean diameter for levels 1, 2, 3 of the growing stock

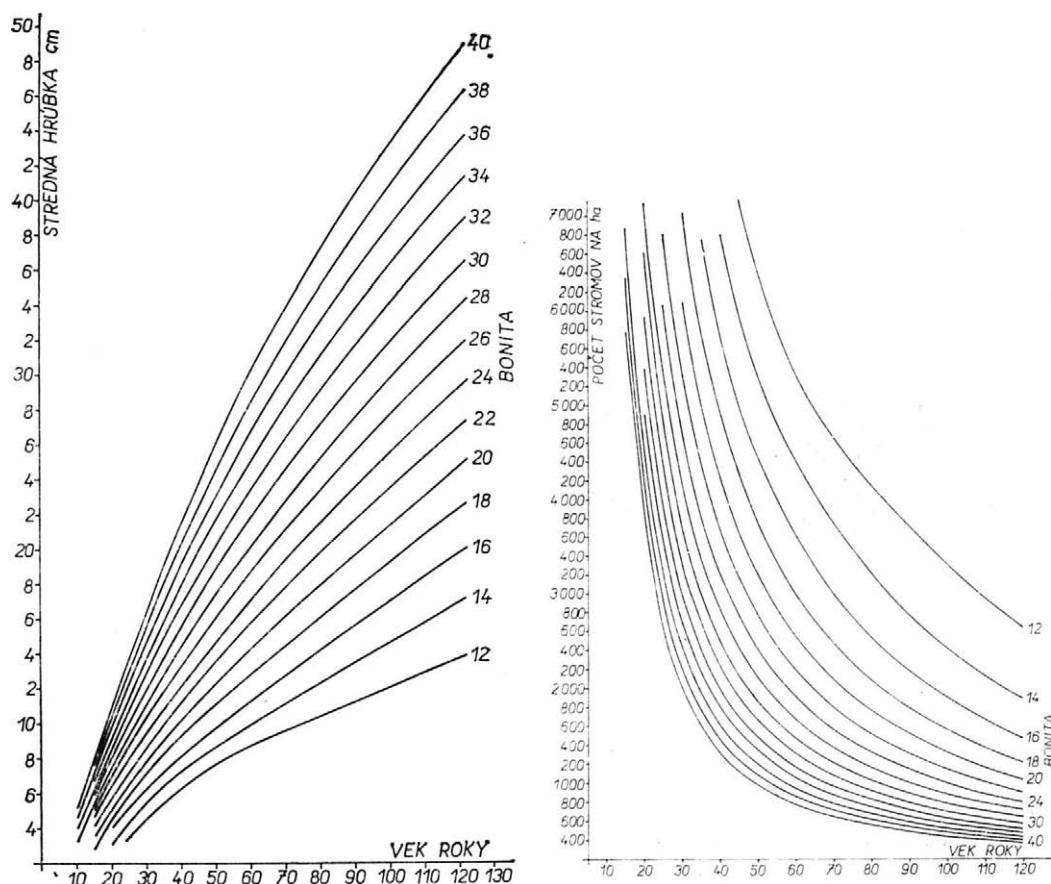
2. Výškové bonitové krivky pre bonitovanie podľa strednej výšky. — Curves of height indices to evaluate according to the mean height

VÝŠKOVÝ RAST

Je charakterizovaný výškovými bonitovými krivkami (obr. 2). Zhodnotenie výškového rastu a prírastku vykonal Halaj (1978). Kulminácia bežného ročného výškového prírastku nastáva pri najvyššej bonite 40 vo veku 12,2 rokov, pri najhoršej bonite 12 26,0 rokov. Kulminácia priemerného prírastku nastáva pri týchto bonitách vo veku 27,1 a 51,4 rokov. Prírastok závisí tesne od bonity. Maximálny bežný ročný prírastok (vo veku kulminácie) dosahuje pri najlepšej a najhoršej bonite 0,735 m a 0,220 m. Vo veku 120 rokov dosahuje bežný ročný prírastok pri týchto bonitách 0,155 m a 0,045 m.

HRÚBKOVÝ RAST

Rastové krivky strednej hrúbky pre porasty nižších polôh sú na obr. 3. Hrúbka je rozdielne rozdiferencovaná s vekom a bonitou. Nezávisí však



3. Stredná hrúbka v závislosti od veku a bonity. — A relationship of the mean diameter and the stand age and class

4. Počet stromov na ha v závislosti od veku a bonity pre zásobovú úroveň 2. — A relationship of the number of trees per 1 ha the stand age and class for growing stock level 2

od zásobovej úrovne. Vo veku 50 rokov dosahuje na najlepšej bonite 40 26,1 cm, na priemernej bonite 26 16,1 cm a na najhoršej bonite 12 7,7 cm. Vo veku 100 rokov je hrúbka na týchto bonitách 43,2 cm, 27,7 cm, 12,0 cm. Stredná hrúbka smrekových porastov horských polôh je pri rovnakom veku a bonite vyššia ako v porastoch nižších polôh. Rozdiel činí vo veku 100 rokov pri bonite 12 7,6 cm, pri bonite 22 4,8 cm.

POČET STROMOV ZDRUŽENÉHO PORASTU NA HA

Je znázornený na obr. 4 pre porasty nižších polôh v závislosti od veku a bonity, a to pre zásobovú úroveň 2. Počet stromov klesá so stúpajúcim vekom, so zlepšujúcou sa bonitou a klesajúcou zásobovou úrovňou. Vo veku 50 rokov je pri bonite 40 982 kmeňov na ha, pri bonite 26 2107 a pri bonite 12 6395 kmeňov. Vo veku 100 rokov je to 440, 880 a 3293 kmeňov. Počet stromov závisí od stupňa zásobovej úrovne. Pri stupni 1 dosahuje 82—86 % (v rozličnom veku) počtu stromov stupňa 2. Pri stupni 3 dosahuje 114—118 % počtu stromov stupňa 2. Počet stromov stupňa zásobovej úrovne 1 je teda priemerne o 16 % nižší, stupňa 3 o 16 % vyšší ako pri stupni 2.

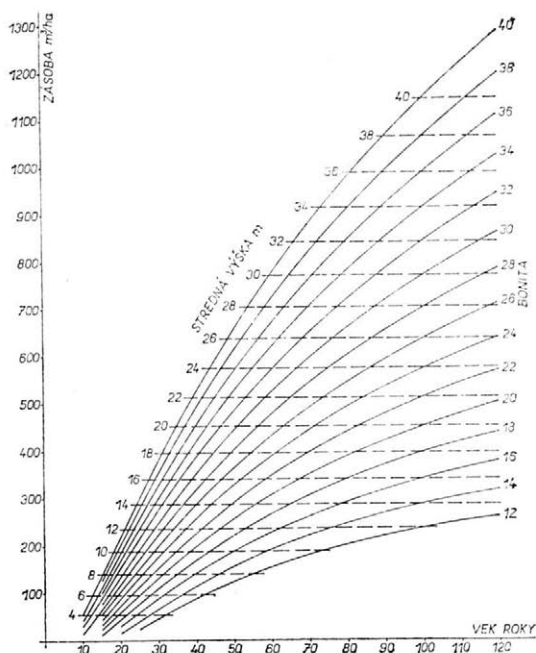
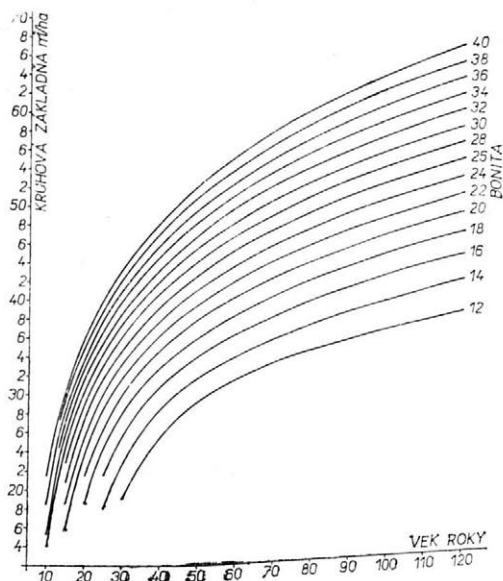
V porastoch horských polôh je počet stromov (pri rovnakom veku a bonite) nižší ako v porastoch nižších polôh, a to v súvislosti s rozdielmi v strednej hrúbke. Vo veku 100 rokov činí rozdiel v počte stromov pri bonite 12 a zásobovej úrovni 2 1823 kmeňov na ha (77 %). Pri bonite 22 je to 311 kmeňov (32 %).

KRUHOVÁ ZÁKLADŇA ZDRUŽENÉHO PORASTU

Je znázornená na obr. 5, a to pre porasty nižších polôh a zásobovú úroveň 2. Kruhovú základňu sa zväčšuje so stúpajúcim vekom, bonitou a zásobovou úrovňou. Vo veku 50 rokov dosahuje na bonite 40 52,4 m² na ha, na bonite 26 42,9 m² a na bonite 12 29,6 m² na ha. Vo veku 100 rokov je to 64,4 m², 53,0 m² a 37,5 m² na ha. Podobne ako pri počte stromov má aj kruhovú základňu v porastoch pri stupni zásobovej úrovne 1 hodnoty priemerne o 16 % nižšie, pri stupni 3 o 16 % vyššie ako pri stupni 2. Kruhovú základňu porastov horských polôh je (pri rovnakom veku a bonite) len o málo vyššia ako v porastoch nižších polôh. Rozdiel vo veku 100 rokov (pri zásobovej úrovni 2) pri bonite 12 činí asi 16 %, pri bonite 22 asi 5 %.

ZÁSoba ZDRUŽENÉHO PORASTU

Na obr. 6 je pre porasty nižších polôh znázornený vzťah medzi zásobou, vekom, výškou a bonitou, a to pre zásobovú úroveň 2. V 1. vydaní rastových tabuliek je pri smreku zásoba udaná v kmeňovom objeme. Zásoba sa zvyšuje so stúpajúcim vekom, bonitou, výškou a zásobovou úrovňou. Pri zásobovej úrovni 2 dosahuje vo veku 100 rokov pri bonite 40 1144 m³ na ha, pri bonite 26 637 m³ a pri bonite 12 236 m³ na ha. Podobne ako pri počte stromov a pri kruhovej základni dosahuje aj zásoba (bez ohľadu na vek a bonitu) v porastoch stupňa zásobovej úrovne 1 hodnoty priemerne o 16 % nižšie, stupňa 3 o 16 % vyššie ako pri stupni 2.



5. Kruhová základňa na ha v závislosti od veku a bonity pre zásobovú úroveň 2. — A relationship of the basal area per 1 ha and the stand age and class for growing stock level 2

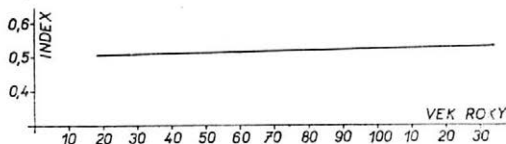
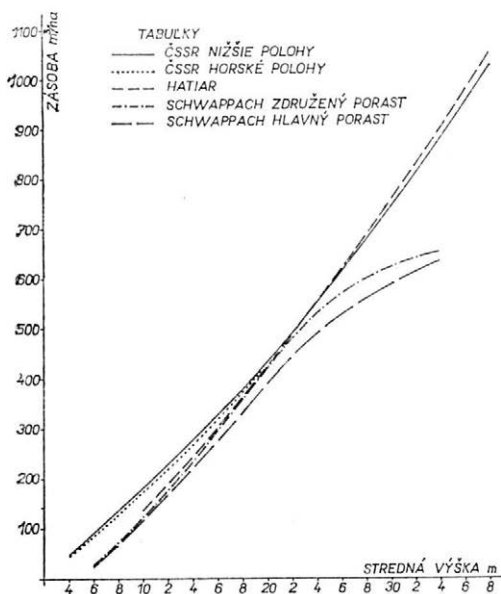
6. Zásoba na ha v závislosti od veku a bonity pre zásobovú úroveň 2. — A relationship of the growing stock per 1 ha and the stand age and class for growing stock level 2

Na obr. 7 je znázornená závislosť zásoby od strednej výšky (pre priemernú zásobovú úroveň, bez ohľadu na vek a bonitu) porastov nižších i horských polôh. Rozdiely sú nepatrné. Súčasne sa na tomto obrázku porovnáva zásoba združeného porastu rastových tabuliek ČSSR s údajmi niektorých používaných domácich aj cudzích tabuliek. Keďže však vzťah výšky a zásoby závisí v niektorých tabuľkách aj od bonity, vzťahuje sa porovnanie na obr. 7 na priemernú bonitu. Do porovnania sa zahrňujú tabuľky Schwappachove (1902) a Hatiarove (1935, vydanie ÚHÚL 1959). Porovnanie je komplikované tým, že sa v tabuľkách používajú rozličné objemové jednotky (zásoba hrubá, kmeňová) a tiež rozličné elementy porastu (porast združený, hlavný). Pri tabuľkách ČSSR sa porovnáva kmeňová zásoba združeného porastu, pri Schwappachových tabuľkách zásoba hrubá hlavného a združeného porastu, pri Hatiarových tabuľkách zásoba hrubá.

Ak porovnáваме zásobu združeného porastu tabuliek ČSSR a Schwappachových, zisťujeme, že pri výškach okolo 18—24 m je odchýlka nepatrná (tabuľky ČSSR udávajú zásobu vyššiu asi o 2 %). Ak porovnáваме v Schwappachových tabuľkách zásobu hlavného porastu, potom je pri týchto výškach odchýlka asi 10 %. Odchýlky sú však väčšie pri malých výškach asi do 16 m a pri veľkých nad 26 m. Časť diferencie pri malých výškach je dôsledkom odlišnej objemovej jednotky obidvoch tabuliek. Pri výške 10 m udávajú tabuľky ČSSR zásobu vyššiu asi o 39 %. Pri

najväčších výškach je odchýlka tiež značná. Zvyšuje sa s výškou, a to v dôsledku odlišného trendu stúpania rastovej krivky zásoby týchto tabuliek. Pri tabuľkách ČSSR stúpa krivka v tomto úseku strmšie ako v tabuľkách Schwappachových. Pri výške 26 m udávajú tabuľky ČSSR zásobu vyššiu asi o 8 % voči združenému a asi o 15 % voči hlavnému porastu Schwappachových tabuliek. Pri výške 34 m je táto odchýlka asi 29 % a 32 %.

Pri porovnaní tabuliek ČSSR s Hatiarovými tabuľkami zisťujeme dobrú zhodu. Pri výškach asi 18–30 m je zhoda temer úplná. Pri menších výškach asi do 17 m udávajú tabuľky ČSSR vyššiu zásobu, napr. pri výške 14 m asi o 10 %. Táto diferenciacia však vyplýva len z odlišnej objemovej jednotky porovnávaných tabuliek. Pri výškach nad 32 m udávajú Hatiarove tabuľky zásobu vyššiu asi o 2 %.



7. Porovnanie zásoby (v závislosti od výšky) podľa rozličných rastových tabuliek. — A comparison of the growing stock (in dependence on the height) according to different yield tables

8. Objemový prebierkový index v závislosti od veku. — A relationship of the volume index of thinning and the stand age

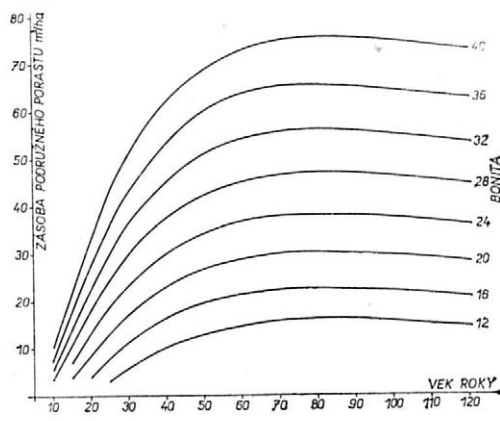
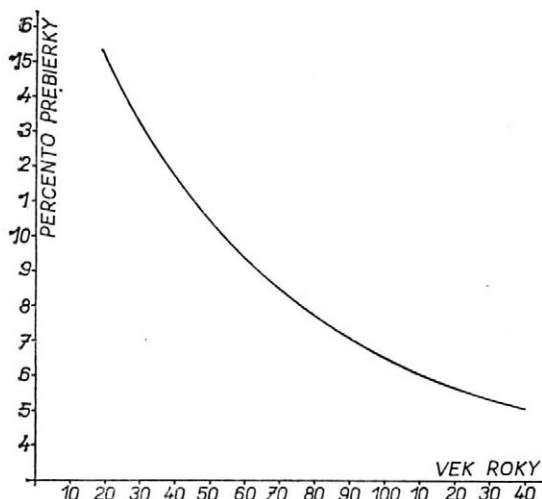
PODRUŽNÝ PORAST (PREBIERKY)

Z veličín podružného porastu I sa zhodnocuje druh prebierok, relatívna sila (percento prebierok) a absolútna sila (zásoba) päťročných prebierok. Z veličín podružného porastu II sa zhodnocuje úhrnná zásoba prebierok od začiatku.

Druh prebierok I uplatnených na výskumných plochách pokusného materiálu sa charakterizuje objemovým prebierkovým indexom (Halaj 1976), ktorý sa definuje ako pomer objemu stredného kmeňa prebierky k objemu združeného porastu. Pri podúrovňových prebierkach je menší, pri úrovňových väčší ako 1,0. Index je znázornený na obr. 8

v závislosti od veku. S vekom nepatrne stúpa. V strednom veku dosahuje hodnotu asi 0,52. Na výskumných plochách sa teda uplatnili v širokom priemere podúrovňové prebierky.

Relatívna sila prebierky sa definuje ako percentuálny pomer zásoby päťročnej prebierky k zásobe združeného porastu. Je znázornená na obr. 9 pre porasty plného zakmenenia, a to v závislosti od veku. Nezávisí od bonity ani od zásobovej úrovne. V najnižšom veku okolo 20 rokov dosahuje hodnotu asi 15 %, potom s vekom trvale klesá.



9. Relatívna sila (percento) päťročnej prebierky v závislosti od veku. — A relationship of the relative intensity (in per cent) of five-year thinning and the stand age

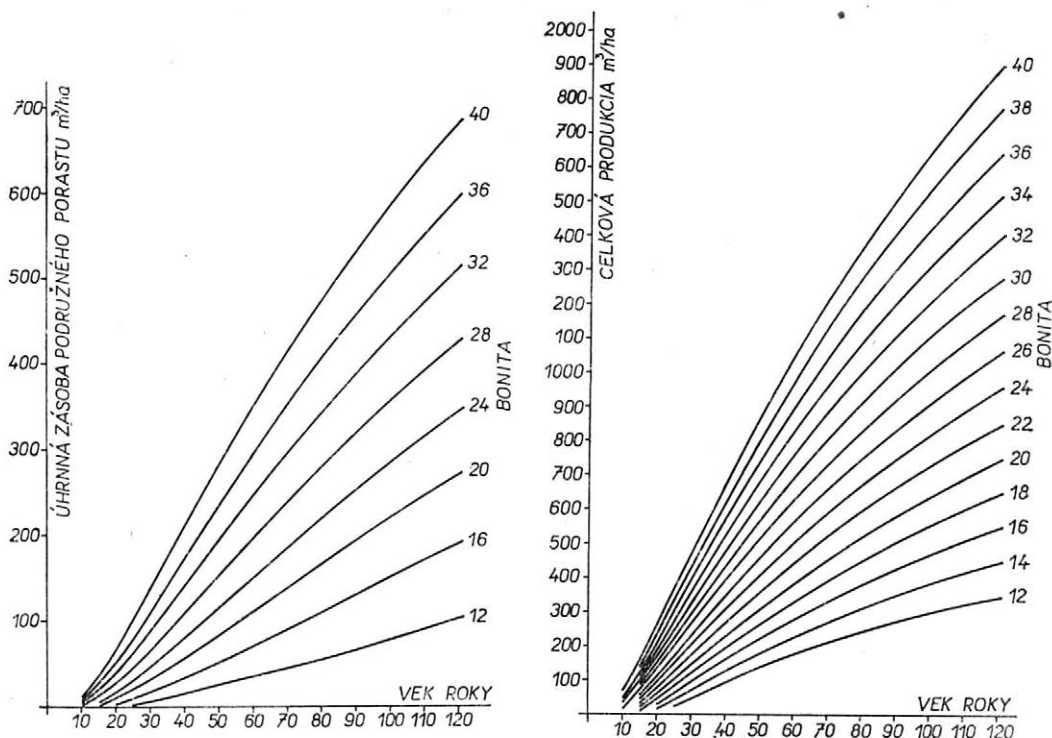
10. Zásoba päťročnej prebierky I v závislosti od veku a bonity pre zásobovú úroveň 2. — A relationship of the volume of five-year thinning I and the stand age and class for growing stock level 2

Zásoba prebierok I je znázornená na obr. 10 v závislosti od veku a bonity, pre porasty plného zakmenenia a zásobovej úrovne 2. Zásoba päťročnej prebierky stúpa od najnižšieho veku až asi do 80 rokov, dosahuje maximum, a potom mierne klesá. Vo veku 50 rokov dosahuje pri bonite 40 69 m³ na ha, pri bonite 26 38 m³ a pri bonite 12 13 m³ na ha. Vo veku 100 rokov je to 75, 42 a 15 m³ na ha.

Na obr. 11 je znázornená úhrnná zásoba podružného porastu II v závislosti od veku a bonity pre zásobovú úroveň 2. Vo veku 50 rokov dosahuje pri bonite 40 282 m³ na ha, pri bonite 26 134 m³ a pri bonite 12 25 m³ na ha. Vo veku 100 rokov je to 583, 320 a 78 m³ na ha. Percentuálny podiel úhrnnej zásoby podružného porastu II z celkovej produkcie je vo veku 50 rokov pri zásobovej úrovni 2 a pri bonite 40 32 %, pri bonite 26 29 % a 12 18 %. Vo veku 100 rokov je to 35,35 a 26 %.

CELKOVÁ PRODUKCIA

Celková produkcia porastov nižších polôh je znázornená na obr. 12, a to pre zásobovú úroveň 2. Vo veku 50 rokov dosahuje pri bonite 40



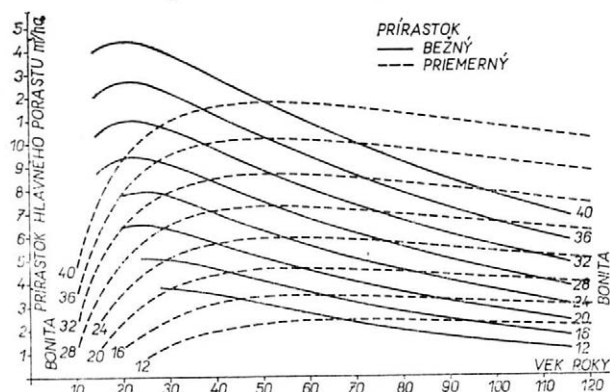
11. Úhrnná zásoba podružného porastu II v závislosti od veku a bonity pre zásobovú úroveň 2. — A relationship of the total growing stock of secondary stand II and the stand age and class or growing stock level 2

12. Celková produkcia v závislosti od veku a bonity pre zásobovú úroveň 2. — A relationship of the total production and the stand age and class for growing stock level 2

870 m³ na ha, pri bonite 26 462 m³ a pri bonite 12 136 m³ na ha. Vo veku 100 rokov je to 1652, 915 a 299 m³. Celková produkcia porastov stupňa zásobovej úrovne 1 je priemerne o 17 % nižšia, stupňa 3 o 17 % vyššia ako pri stupni 2.

PRÍRASTKY

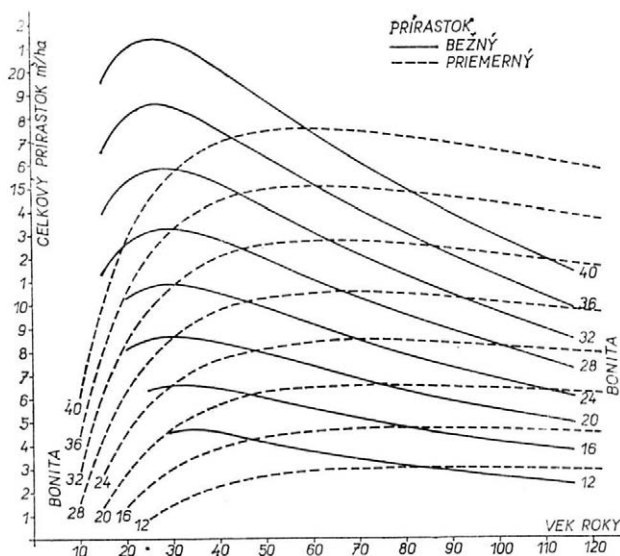
Na obr. 13 je znázornený bežný a priemerný prírastok hlavného porastu v závislosti od veku a bonity pre zásobovú úroveň 2. Kulminácia bežného prírastku nastáva podľa bonity vo veku od 20 do 30 rokov, so zhoršujúcou bonitou sa posúva do vyššieho veku. Kulminácia priemerného prírastku nastáva vo veku od 50 do 68 rokov. Bežný prírastok dosahuje pri zásobovej úrovni 2 vo veku 50 rokov pri bonite 40 11,8 m³ na ha, pri bonite 26 6,8 m³ a pri bonite 12 3,2 m³ na ha. Vo veku 100 rokov je to 7,8, 4,2 a 1,6 m³ na ha. Priemerný prírastok dosahuje vo veku 50 rokov pri týchto bonitách 11,8, 6,6 a 2,2 m³ na ha, vo veku 100 rokov 10,7, 6,0 a 2,2 m³ na ha.



13. Bežný a priemerný ročný prírastok hlavného porastu v závislosti od veku a bonity pre zásobovú úroveň 2. — A relationship of the current and mean annual increment of the main stand and the stand age and class for growing stock level 2

Pri bonite 26 činí podiel bežného ročného prírastku hlavného porastu z celkového bežného prírastku vo veku 50 rokov 63 % a vo veku 100 rokov 55 %. Podiel priemerného prírastku hlavného porastu z celkového prírastku činí vo veku 50 rokov 72 % a vo veku 100 rokov 65 %.

14. Celkový bežný a priemerný ročný prírastok v závislosti od veku a bonity pre zásobovú úroveň 2. — A relationship of the total current and mean annual increment and the stand age and class for growing stock level 2



Na obr. 14 je znázornený celkový bežný a priemerný ročný prírastok pre zásobovú úroveň 2 porastov nižších polôh. Kulminácia celkového bežného prírastku nastáva pri bonite 40 až 12 vo veku 26 až 35 rokov. Maximálny prírastok vo veku kulminácie dosahuje pri bonite 40 $21,3 \text{ m}^3$ a pri bonite 12 $4,7 \text{ m}^3$ na ha. Kulminácia celkového priemerného prírastku nastáva pri bonite 40 až 12 vo veku 59 až 85 rokov. Maximálny prírastok dosahuje pri bonite 40 $17,5 \text{ m}^3$ a pri bonite 12 $3,0 \text{ m}^3$ na ha. Hodnoty celkového priemerného prírastku vo veku 100 rokov sa pohybujú v rozpätí od $3,0 \text{ m}^3$ na ha pri bonite 12 až po $16,5 \text{ m}^3$ na ha pri bonite 40.

SÚHRN

V období 1965—1975 sa v ČSSR uskutočnili výskumné práce na zostavení rastových tabuliek hlavných drevín, medzi nimi aj pre smrek.

Na prácach sa podieľali vedeckovýskumné inštitúcie, lesnícke školy a ústavy pre hospodársku úpravu lesov. Pre smrek sa založilo spolu 1495 výskumných plôch. Z tohoto pokusného materiálu sa v roku 1975 vypracovalo 1. vydanie rastových tabuliek a to úplným matematickým postupom na počítači. Obsahujú údaje pre združený (celý), hlavný a podružný porast. Za základ majú absolútne výškové bonity, určené strednou výškou vo veku 100 rokov. Vstupné veličiny tabuliek sú: vek, výška (stredná alebo horná), bonita a stupeň zásobovej úrovne, ktorý je mierou absolútneho zakmenenia porastu a určuje sa na základe kruhovej základne na ha v závislosti od strednej hrúbky (obr. 1). Pre prax sa vyvinula metóda určovania zásobovej úrovne na základe súborov lesných typov a rastových oblastí. Rozlišujú sa tri stupne zásobovej úrovne, a to spodný 1, stredný 2 a horný 3. Podľa nich je rozdiferencovaný (pri danej bonite a veku) počet kmeňov, kruhová základňa, zásoba, celková produkcia a prírastky. Tieto veličiny sú pri stupni zásobovej úrovne 1 priemerne o 16 % nižšie, pri stupni 3 o 16 % vyššie ako pri stupni 2.

Na podklade rastových tabuliek sa zhodnocuje rast a produkcia smrekových porastov. Zhodnocuje sa výškový rast (obr. 2), hrúbkový rast (obr. 3), počet stromov (obr. 4), kruhová základňa (obr. 5) a zásoba (obr. 6) celého porastu, druh prebierok na základe objemového prebierkového indexu (obr. 8), relatívna (obr. 9) a absolútna (obr. 10) sila päťročných prebierok, úhrnná zásoba prebierok (obr. 11), celková produkcia (obr. 12), bežný a priemerný prírastok hlavného porastu (obr. 13), celkový bežný a priemerný ročný prírastok (obr. 14). Na obr. 7 sa porovnáva zásoba celého porastu (v závislosti od strednej výšky) pri rozličných rastových tabuľkách.

Došlo dne 17. 4. 1979

Literatúra

1. HALAJ, J.: Prebierky smrekových porastov ČSSR. Bratislava, Príroda, 1976. 126 s.
2. HALAJ, J.: Výškový rast a štruktúra porastov. Bratislava, Veda, Vydavateľstvo SAV 1978. 284 s.
3. HALAJ, J. — PÁNEK, F.: Matematický model rastových tabuliek. Vedecké práce Výsk. ústavu les. hospodárstva Zvolen, č. 29, 1978, s. 93-117
4. HALAJ, J. — ŘEHÁK, J.: Vyhodenie rastových tabuliek hlavných drevín ČSSR. Bratislava, Príroda 1979 (v tlači)
5. HALAJ, J. — ŘEHÁK, J.: Rastové tabuľky hlavných drevín ČSSR. Bratislava, Príroda 1979 (v tlači)
6. PAŘEZ, J.: Zpráva o založení a prvním měření výzkumných ploch probírkových I. a II. série, založených ve smrkových porostech. Zprávy lesn. výzkumu, 1965, č. 3/4, s. 7-21
7. SCHWAPPACH, A.: Untersuchungen über Wachstum und Ertrag normaler Fichtenbestände in Preußen. Berlin, Neudamm 1902. 80 s.
8. VYSKOT, M.: Komparace různých metod probírek ve smrku na Šumavě. Sbor. Vysoké školy zeměděl. Brno, 38, 1969, č. 2, s. 129-156
9. Ústav pre hospodársku úpravu lesov: Rastové tabuľky (grafikóny). Zvolen 1959. 51 s.

ГАЛАЙ, Й. (Вýskumný ústav lesného hospodárstva, Zvolen). Рост и продукция еловых насаждений ЧССР. Lesnictví, 25, 1979 (10): 869-882.

В период 1965—1975 гг. в ЧССР проводились научно-исследовательские работы по составлению таблиц роста основных древесных пород, в том числе и ели. В работах участвовали научно-исследовательские учреждения, лесные школы и институты лесоустройства. Для

ели было заложено общим числом 1495 опытных площадей. Из этого опытного материала в 1975 году было составлено 1-ое издание таблиц роста, а именно полным математическим методом на вычислительной машине. Эти таблицы содержат данные по общему (целому), господствующему и подчиненному насаждению. В основу приняты абсолютные бонитеты высоты, определенные средней высотой в возрасте 100 лет. Входные величины таблиц следующие: возраст, высота (средняя или верхняя), бонитет и степень урвня запаса, являются степенью абсолютной полноты насаждения и определяемая на основании суммы площади сечения на га в зависимости от средней толщины деревьев (рис. 1). Для практических целей разработан метод определения урвня запаса на основе совокупностей лесных типов и ростовых областей. Различают 3 степени урвня запаса, а именно нижняя 1, средняя 2 и верхняя 3. По ним дифференцируются (при данных бонитете и возрасте) число стволов, сумма площади сечения, запас, общая продукция и приросты. Эти величины при степени урвня запаса 1 приблизительно на 16% ниже, а при степени 3 на 16% выше, чем при степени 2.

На основе таблиц роста оценивают рост и продукцию еловых насаждений. Оценивают рост в высоту (рис. 2), рост в толщину (рис. 3), число деревьев (рис. 4), площадь сечения (рис. 5) и запас (рис. 6) всего насаждения, вид рубок ухода на основе объемного индекса рубок ухода (рис. 8), относительная (рис. 9) и абсолютная (рис. 10) интенсивность 5-летних прореживаний, общий запас рубок ухода (рис. 11), общая продукция (рис. 12), текущий и средний прирост господствующего насаждения (рис. 13), общий, текущий и средний прирост за год (рис. 14). На рис. 7 сравнивается запас всего насаждения (в зависимости от средней высоты) при различных таблицах роста.

таблицы роста; ель; рост; продукция

HALAJ, J. (Výskumný ústav lesného hospodárstva, Zvolen). *Growth and Yield of Spruce Stands in the CSSR*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 869-882.

In the years 1965-1975 in the CSSR research was conducted to make up the yield tables for the main tree species, i. e. also for spruce. Researchers and workers from scientific research institutes, forest schools and institutes of forest management participated in the research. 1495 research areas were established for spruce measurements. In 1975 the first edition of the yield tables was issued on the basis of the obtained data; all the data were processed by an electronic computer. The tables contain data for a complete (entire) stand, main and secondary stand. The tables are based on absolute height indices derived from mean heights at the tree age of 100 years. The input quantities in the tables are as follows: stand age, height (mean or dominant), site class and level of the growing stock, which expresses the absolute stand density and is determined from a relationship of the basal area per 1 ha and the mean diameter (Fig. 1). A method applicable practically was developed to determine the level of the growing stock from forest type populations and vegetation areas. Three levels of the growing stock have been distinguished: 1 - lower, 2 - medium, 3 - upper. According to these levels, and with the given site class and stand age, a number of trees, basal area, growing stock, total yield and increments are differentiated. The obtained values are by 16% lower for level 1 and by 16% higher for level 3 if compared with level 2.

The yield tables serve to evaluate the growth and production of spruce stands. The following parameters have been assessed: height growth (Fig. 2), diameter growth (Fig. 3), number of trees (Fig. 4), basal area (Fig. 5), and growing stock of the entire stand (Fig. 6), kind of thinnings evaluated according to the volume index of thinning (Fig. 8), relative (Fig. 9) and absolute (Fig. 10) intensity of five-year thinnings, total volume of thinnings (Fig. 11), total production (Fig. 12), current and mean increment of the main stand (Fig. 13), total annual current and mean increment (Fig. 14). The growing stock of the whole stand (in dependence on the mean height) is compared according to different yield tables in Fig. 7.

yield tables; spruce; growth; production

HALAJ, J. (Výskumný ústav lesného hospodárstva, Zvolen). *Wachstum und Leistung der Fichtenbestände der ČSSR*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 869-882.

Im Zeitraum 1965-1975 wurden in der ČSSR Forschungsarbeiten zur Zusammenstellung von Ertragstabellen für die Hauptholzarten verwirklicht, darunter auch für die Fichte. An den Arbeiten nahmen wissenschaftliche Forschungsinstitute,

forstliche Schulen und Institute für Forsteinrichtung teil. Für die Fichte wurden insgesamt 1495 Forschungsflächen angelegt. Aus diesem Untersuchungsmaterial wurde im Jahre 1975 die erste Ausgabe der Ertragstafeln erarbeitet, und zwar durch einen vollständigen mathematischen Fortgang mit Hilfe einer Rechenanlage. Sie enthalten Angaben für den ganzen Bestand, für den Haupt- und für den Nebenbestand. Die Grundlage der Ertragstafeln stellen absolute Höhenbonitäten dar, die durch die Mittelhöhe im Alter von 100 Jahren bestimmt sind. Die Eingangsgrößen der Tafel sind die folgenden: Alter, Höhe (Mittel- oder Oberhöhe), Bonität und Grad des Vorratsniveaus, der ein Maß für den absoluten Bestockungsgrad des Bestandes darstellt und der aufgrund der Bestandesgrundfläche pro 1 ha in Abhängigkeit vom Mitteldurchmesser bestimmt wird. (Abb. 1.). Für die Praxis wurde eine Methode zur Bestimmung des Vorratsniveaus auf der Grundlage von Waldtypengruppen und Wuchsgebieten entwickelt. Es werden 3 Grade des Vorratsniveaus unterschieden, und zwar der untere 1, der mittlere 2 und der obere 3. Danach werden (bei gegebener Bonität und Alter) Stammzahl, Bestandesgrundfläche, Vorrat, Gesamtwuchsleistung und Zuwächse differenziert. Diese Größen sind beim Grad 1 des Vorratsniveaus durchschnittlich um 16 % niedriger, beim Grad 3 um 16 % höher als beim Grad 2.

Auf der Grundlage der Ertragstafeln wird Wachstum und Leistung der Fichtenbestände bewertet. Es werden folgende Größen beurteilt: Höhenwachstum (Abb. 2), Durchmesserwachstum (Abb. 3), Stammzahl (Abb. 4), Bestandesgrundfläche (Abb. 5) und Vorrat des ganzen Bestandes (Abb. 6), Durchforstungsart auf der Grundlage des Volumen-Durchforstungsindex (Abb. 8), relative (Abb. 9) und absolute (Abb. 10) Stärke fünfjähriger Durchforstungen, Gesamtvorrat der Durchforstungen (Abb. 11), Gesamtwuchsleistung (Abb. 12), laufender und durchschnittlicher Zuwachs des Hauptbestandes (Abb. 13), laufender und durchschnittlicher jährlicher Gesamtzuwachs (Abb. 14). Auf Abb. 7 wird der Vorrat des ganzen Bestandes (in Abhängigkeit von der Mittelhöhe) nach verschiedenen Ertragstafeln verglichen.

Ertragstafeln; Fichten; Wachstum; Leistung

HALAJ, J. (Výskumný ústav lesného hospodárstva, Zvolen): *La croissance et la production des peuplements d'épicéa en Tchécoslovaquie*. Lesnictví, 25, 1979, (10) : 869-882.

Dans la période de 1965-1975 on a réalisé en Tchécoslovaquie les travaux de recherches concernant l'établissement des tables de production des essences principales, entre lesquelles également celles pour l'épicéa. Aux travaux en question participaient les Institutions de recherches scientifiques, les écoles forestières et les Instituts pour l'aménagement des forêts. Pour l'épicéa on a fondé dans l'ensemble 1495 parcelles de recherche. En partant du matériel expérimental mentionné, on a préparé en 1975 la première édition des tables de production, et cela en appliquant le procédé mathématique complet sur l'ordinateur. Elles comprennent les données pour le peuplement associé (entier) principal et secondaire. Leur base est représentée par les classes absolues de hauteurs, déterminées par la hauteur moyenne à l'âge de 100 ans. Les grandeurs d'entrée des tables sont les suivantes: l'âge, la hauteur (moyenne ou dominante), la qualité et le degré du volume sur pied qui est le coefficient de la densité absolue du peuplement et se détermine sur la base de la surface terrière à l'hectare, en fonction du diamètre moyen (figure 1). Pour la pratique a été développée la méthode de détermination du volume sur pied sur la base des populations de types forestiers et des zones de production. On différencie les trois degrés de niveau du volume sur pied, à savoir les degrés inférieur (1), central (2) et dominant, celui-ci étant le troisième. C'est sur cette base qu'on différencie (pour la qualité et l'âge donnés) le nombre de tiges, la surface terrière, le volume sur pied, la production totale et les accroissements. Les grandeurs en question sont pour le degré du volume sur pied 1 plus faibles d'en moyenne 16 p. 100, pour le degré du volume sur pied 3 plus élevées de 16 p. 100 que pour le degré du volume sur pied 2.

C'est sur la base des tables de production que l'on évalue la croissance et la production des peuplements d'épicéa. On procède à l'estimation de la croissance en hauteur (figure 2), de la croissance au diamètre (figure 3), du nombre des arbres (figure 4) et du volume sur pied (figure 6) et de la surface terrière (figure 5) du peuplement entier, du genre d'éclaircies sur la base de l'indice d'éclaircie volumé-

trique (figure 8), de l'intensité relative (figure 9) et absolue (figure 10) des éclaircies quinquennales, du volume total des éclaircies (figure 11), de la production totale (figure 12), de l'accroissement courant et moyen du peuplement principal (figure 13), de l'accroissement total annuel courant et moyen (figure 14). Sur la figure 7 on compare le volume sur pied du peuplement entier (en fonction de la hauteur moyenne), en utilisant des tables de production différentes.

tables de production; épicéa; croissance; production

Adresa autora:

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

NOVÉ POZNATKY Z PRAKTICKÉ APLIKACE METODY AKTUALIZACE POROSTNÍCH ZÁSOB

J. Polák

POLÁK, J. (Lesprojekt, Brandýs nad Labem). *Nové poznatky z praktické aplikace metody aktualizace porostních zásob*. Lesnictví, 25, 1979 (10): 883–896.

Při dvouletém praktickém i teoretickém ověřování zavedené metody zjišťování porostních zásob – aktualizace – byla soustředěna pozornost na přesnost přímého zjišťování běžného přírůstu. Tabulkové údaje se ukázaly nespolehlivými pro veličinu, která rozhodujícím způsobem ovlivňuje výslednou aktualizovanou zásobu. Vyšetřená teoretická přesnost z naměřených tloušťkových přírůstů na 15 vzornících v každém z 39 smrkových porostů dosáhla $\pm 35,5\%$. Rozsáhlé ověřovací zkoušky v 141 převážně nesmíšených smrkových a borových porostech poskytly výrazně příznivější výsledky vyšetřením empirických přesností maximálně ve výši $\pm 15\%$ za předpokladu důsledného dodržení metodických pokynů. Vzhledem ke stanovené přesnosti zjišťování porostních zásob $\pm 5\%$ nelze aktualizací metodu považovat za spolehlivou. Její využití je vhodné při aktualizaci zásob celých souborů porostů agregovaných do věkových stupňů v rámci vyšších hospodářskouprávníků jednotek. Pro odhad směrodatné odchylky tloušťkového přírůstu k určení potřebného rozsahu výběru vzorníků pro reprezentativní metodu zjišťování běžného přírůstu se prokázala spolehlivost aplikace Prodanova odhadního vzorce. Vlastní výběr vzorníků je řešen pomocí odhadního vzorce pro určení středního kmene pro smrk a borovici (20) s použitím pro věkové rozpětí 21–140 let. hospodářská úprava lesů; aktualizace; porostní zásoba; přírůst

V období 1975 až 1977 byla v praxi hospodářské úpravy lesů využívána vysoce efektivní racionalizační metoda zjišťování porostních zásob aktualizací předchozích, zpravidla před deseti lety spolehlivě již změřených a vypočtených výsledků inventarizace. Teoretický základ a metodický postup pro běžnou praxi popsal Polák J. (1975).

Aktualizační rovnice je řešena ve tvaru

$$V_2 = V'_1 + \Delta V'_1 = V'_1 \cdot 1,0p_a \quad (1)$$

$$V'_1 = V_1 - T(1 - p_r) \quad (2)$$

$$\Delta V'_1 = V_1 - T(1 - p_r) \cdot p_a \quad (3)$$

- kde V_2 – aktualizovaná zásoba na období a let,
 V_1 – počáteční zásoba před a lety,
 T – objem těžby realizované v r -tém roce intervalu a ,
 $\Delta V'_1$ – celková objemová produkce na zásobě za a leté období snižená o těžbu T a zvětšená o běžný přírůst příslušející odtěžené zásobě $\Delta T = T \cdot p_r$ za dobu r -let,
 V'_1 – počáteční zásoba snižená o těžbu T a zvětšená o běžný přírůst $\Delta T = T \cdot p_r$,
 p_a – přírůstové objemové procento za a let,
 p_r – přírůstové procento na odtěžené zásobě T za r -let.

Navržená metoda byla řešena jednak za předpokladu využití tabulkových (modelových) přírůstových procent na zásobě, jednak na využití přírůstových procent na zásobě přímým zjišťováním podle vzorce

$$P_V = P_G + P_H = 2p_a + p_H. \quad (4)$$

V poslední době A. Priesol a M. Hladík (1977) propracovali jednu alternativu metody aktualizace zásob zaměřenou hlavně na rozbor činitelů, jež ovlivňují její použitelnost při vyhotovení lesních hospodářských plánů. Poukázali na předpoklady, za kterých lze dosáhnout přijatelnou přesnost aktualizovaných zásob, vychází-li se z dosažitelné teoretické přesnosti počáteční zásoby zjištěné průměrkováním naplno $\pm 5\%$ (Šmelko Š. 1975), reprezentativními metodami $\pm 8\%$ (Šmelko Š. 1968), uvažuje-li se dále s požadovanou přesností zjišťování běžného přírůstu $\pm 10\%$ a s evidenční přesností realizované těžby $\pm 10-15\%$. Autoři vycházejí ze základní aktualizací rovnice

$$V_a = V_p + I_v - T, \quad (5)$$

kde V_a — aktualizovaná zásoba,

V_p — počáteční zásoba,

I_v — celková objemová produkce příslušející počtu let aktualizacího období,

T — těžba realizovaná během aktualizacího období.

S ohledem na realizaci těžebnímu plánu v jednotlivých čtvrtletích a rozhodující roční období ukončení tloušťkového a výškového přírůstu jednotlivých dřevin byla odvozena nová rovnice

$$V_a = V_p - 0,5T + I'_{V_p} - 0,5T, \quad (6)$$

kde I'_{V_p} — představuje celkovou objemovou produkci na polovině počáteční zásoby.

Uskutečněný rozbor přesnosti aktualizovaných zásob pro 136 převážně smíšených porostů ve věku 60–120 let za období 1962–1977 zapojením počítače Tesla 200 ukázal na velké rozdíly oproti výsledkům přímého zjištění zásob měřením.

Soubor 82 porostů s vyprůměrkovanou počáteční i konečnou zásobou naplno vykázal průměrnou chybu 17,6 %. U souboru 25 porostů s počáteční zásobou zjištěnou reprezentativními metodami a konečnou zásobou zjištěnou průměrkováním naplno byla zaznamenána chyba 15,3 %. Pro třetí soubor 29 porostů, jejichž zásoba byla na počátku i konci zjištěna jen reprezentativně, vyplynula chyba 16,4 %.

Poukazuje se na potřebu podrobné analýzy všech faktorů, jež tyto výsledky proti předpokládanému rámci přesnosti vyvolávají.

Aktualizaci dat o stavu lesa, zejména o porostní zásobě, podrobně popsal B. Dorer a kol. (1974).

Matematický model aktualizace zásob je definován vztahem

$$V_{t_F} = \frac{V_{t_0}}{(1 - \bar{p})^n} - \sum_{m=0}^n \frac{T_{t_m}}{(1 - \bar{p})^{n-m}}, \quad (7)$$

kde V_{t_F} — aktualizovaná zásoba ve věku t_F ,

V_{t_0} — počáteční zásoba ve věku t_0 ,

t_m — věk porostu v době těžby,

m — rok těžby ($m \leq 10$),

n — aktualizacího období ($a \leq 10$),

$\bar{p}$ — průměrné přírůstové procento.

Podle aktualizacího vzorce (7) se aktualizuje celá počáteční zásoba pro délku aktualizovaného období n . Těžby realizované ve věku m v rámci aktualizacího období n -let zmenšují zásobu jednak svým objemem vytěženého dřeva, jednak běžným přírůstem neuskutečněným za období $(n-m)$ let, neboť těžby jako dříve součást porostní zásoby byly za toto období „překumulovány“.

O tento přírůst zvětšenou aktualizovanou zásobu nutno zmenšit „reaktualizací“ těžeb za dobu $(n-m)$.

Autoři analyzují přesnost aktualizace nejen podle spolehlivosti základních veličin počáteční zásoby v_{to} , běžného přírůstu p a těžby, ale též podle délky aktualizacího období n . Zkoumají též vliv přenesení chyb.

Porosty do 40 let doporučují k aktualizaci podle rovnice vývoje zásob růstových tabulek a porosty nad 40 let podle speciálních modelů.

NOVÉ POZNATKY

Před zavedením aktualizací metody do provozní praxe byly řešeny teoretické otázky dotýkající se metody přímého zjišťování přírůstového objemového procenta $p_V = p_a$ pro Polákovy aktualizací rovnice (1), (2), (3), (4) s dílčími úkoly:

a) prokázat použitelnost Prodanova odhadního vzorce k určení střední směrodatné odchylky $s_{\Delta r}$, variačního koeficientu $s_{\Delta r} \%$ radiálních přírůstů Δr z n -vzorníků k rychlé kontrole jejich potřebného počtu pro zabezpečení dostatečné přesnosti,

b) uskutečnit rozbor dosažitelné přesnosti aktualizovaných zásob za použití přímé metody zjišťování běžného přírůstu,

c) rozšířit možnost použití odhadního vzorce ke stanovení porostního přírůstového vzorníku o střední výčetní tloušťce $\bar{d}_m$ pro porosty o věkovém rozpětí 3. až 14. věkového stupně,

d) vyhodnotit racionalizační efekt aktualizací metody.

VÝPOČET OBJEMOVÉHO PŘÍRŮSTOVÉHO PROCENTA

Výpočet procenta P_V je řešen vztahem

$$p_V = 2p_a + p_H, \quad (4)$$

který možno vyjádřit ve tvaru

$$p_V = \frac{400 \cdot \bar{\Delta r}}{d_m - 2b} + \frac{100 \Delta H}{H_m}, \quad (8)$$

je-li

$$p_a = \frac{2\Delta r}{d_m - 2b} \cdot 100, \quad (9)$$

$$p_H = \frac{H_2 - H_1}{H_m} \cdot 100 = \frac{100 \Delta H}{H_m}, \quad (10)$$

kde p_V — přírůstové objemové procento,

p_a — tloušťkové přírůstové procento na d ,

$2p_a$ — přírůstové procento na výčetní základně g ,

Δr — aritmetický průměr a -letého radiálního přírůstu z n -vzorníků

$$\overline{\Delta r} = \frac{\sum_{i=1}^n \Delta r_i}{n}, \quad (11)$$

$\overline{\Delta H}$ – aritmetický průměr a -letého výškového přírůstu z n -vzorníků,

$\overline{d_m}$ – průměrná výčetní tloušťka n -vzorníků upravená na tloušťku odpovídající aritmetickému průměru výčetních tlouštěk na počátku $\overline{d}_1$ a konci $\overline{d}_2$ aktualizací období podle vzorce

$$\overline{d_m} = \frac{\overline{d}_2 + \overline{d}_1}{2},$$

který po dosazení za $\overline{d}_1 = \overline{d}_2 - \overline{\Delta d}$ (je-li $\overline{d}_2 - \overline{d}_1 = \overline{\Delta d}$) bude možno vyjádřit

$$\overline{d_m} = \frac{\overline{d}_2 + \overline{d}_2 - \overline{\Delta d}}{2} = \overline{d}_2 - \overline{\Delta r}, \quad (12)$$

H_m – střední porostní výška upravená na výšku odpovídající aritmetickému průměru výšek na počátku H_1 a konci H_2 aktualizací období podle vzorce

$$\overline{H_m} = \frac{\overline{H}_2 + \overline{H}_1}{2} = \overline{H}_2 - \frac{\overline{\Delta H}}{2}, \quad (13)$$

b – tloušťka kůry

Ve 39 stejnověkových smrkových porostech ve věkovém rozpětí 62–124 let z 11 lesních závodů ČSR byly změřeny radiální a -leté tloušťkové přírůsty Δr na $n = 15$ vzornících o střední výčetní tloušťce $\overline{d_m}$.

Pro každých 15 radiálních přírůstů byly vypočteny základní statistické charakteristiky – aritmetický průměr $\overline{\Delta r}$ (11), střední směrodatná odchylka $s_{\Delta r}$ podle vztahu

$$s_{\Delta r} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\Delta r_i)^2}{n} - \overline{\Delta r}^2} \quad (14)$$

a variační koeficient

$$s_{\Delta r} \% = \frac{s_{\Delta r}}{\overline{\Delta r}} \cdot 100. \quad (15)$$

Současně byl uskutečněn odhad směrodatné odchylky $s_{\Delta r}$ aplikací Prodanova odhadního vzorce (1958)

$$s_{\Delta r} = \frac{\Delta r_{max} - \Delta r_{min}}{\beta}, \quad (16)$$

kde β představuje počet směrodatných odchylek pro statistické soubory dat malého rozsahu a přímo závisí na počtu n -dat, jak vyplývá z přehledu:

<i>n</i>	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
β	2,0	2,1	2,2	2,4	2,6	2,8	2,9	3,0	3,2	3,3	3,4	3,5	3,6
<i>n</i>	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	
β	3,7	3,8	3,9	3,9	4,0	4,1	4,1	4,2	4,2	4,2	4,3	4,3	
<i>n</i>	28	29	30	80	100								
β	4,3	4,4	4,4	5,0	5,2								

Podtržené údaje jsou uváděny Prodanem, ostatní údaje byly doplněny.

Zjištěné variační koeficienty a jejich příslušné statistické charakteristiky pro celý výběrový soubor jednak výpočtem, jednak pomocí odhadního vzorce jsou uvedeny v tabulce I.

S jakou spolehlivostí lze pracovat s odhadním vzorcem, bylo zjištěno testem hypotézy o shodě aritmetického průměru za podmínky neznámé směrodatné odchylky základního souboru σ_d %.

Testová charakteristika

$$t = \frac{|\bar{x} - \xi_0|}{s_x}, \quad (17)$$

$$\text{kde } \hat{s}_x = \frac{s_x}{\sqrt{N-1}} = \frac{8,23}{\sqrt{38}} = 1,33,$$

$$x = s_{dd} \% \text{ (variační koeficient),}$$

$$t = \frac{30,00 - 28,68}{1,33} = 0,992,$$

$$t_{tab} = t\left(\frac{\alpha}{2}; f\right) = t(0,025; 38) = 2,021.$$

Nulová hypotéza H_0 se přijímá na hladině významnosti $\alpha = 5$ %, neboť můžeme s 95% jistotou považovat rozdíl $\bar{x} - \xi_0$ za statisticky nevýznamný a prokázat nahodilý výskyt odchylek odhadnutých hodnot variačních koeficientů aplikací Prodanovy metody od správné hodnoty vypočtené.

VÝPOČET TLOUŠŤKOVÉHO PŘÍRŮSTOVÉHO PROCENTA

S ohledem na vyšetřenou průměrnou hodnotu variačního koeficientu $\overline{s_{dr}} \% = 28,68$ % lze počítat s chybou výběrového průměru (= statistickou chybou) $\overline{s_{dd}} \%$ tloušťkového přírůstového procenta

$$\overline{s_{dd}} \% = \overline{s_{dr}} \% = \frac{28,68 \%}{\sqrt{n}} = \frac{28,68 \%}{\sqrt{15}} = 7,39 \%$$

a s přesností pro interval spolehlivosti $P = 95$ %

$$\Delta \overline{s_{dd}} \% = \pm t\left(\frac{\alpha}{2}; f\right) \cdot \overline{s_{dr}} \% = 2,131 \cdot 7,39 = 15,75 \%.$$

Přesnost procenta běžného přírůstu objemového lze vyšetřit výpočtem chyby pomocí totálního diferenciálu vztahu (4)

$$p_V = 2p_d + p_H, \quad (4)$$

I. Variační koeficienty a příslušné statistické charakteristiky pro výběrový soubor.
 — Coefficients of variation and corresponding statistical characteristics for a sampling population

Č. porostu	Variační koeficienty		Rozdíl $ds_x = \hat{s}_x \% - s_x \%$	
	vypočtené $s_x \%$	odhadnuté $\hat{s}_x \%$		
	$x = \Delta r$		+	—
1	34,5	40,3	5,8	
2	26,9	21,6		5,3
3	15,4	15,8	0,4	
4	25,3	26,6	1,3	
5	40,0	42,3	2,3	
6	29,2	33,5	4,3	
7	38,7	38,4		0,3
8	18,6	17,6		1,0
9	26,3	28,0	1,7	
10	21,1	27,6	6,5	
11	27,4	30,2	2,8	
12	17,9	19,4	1,5	
13	28,1	26,4		1,7
14	27,4	26,6		0,8
15	35,5	35,6	0,1	
16	20,5	21,4	0,9	
17	29,0	32,7	3,7	
18	33,6	32,3		1,3
19	43,5	47,0	3,5	
20	26,7	30,4	3,7	
21	22,1	26,5	4,4	
22	24,2	26,2	2,0	
23	28,5	32,5	4,0	
24	30,5	27,4		3,1
25	35,3	28,2		7,1
26	31,1	39,5	8,4	
27	24,2	20,2		4,0
28	20,1	29,3	9,2	
29	27,3	26,9		0,4
30	38,4	30,1		8,3
31	45,0	51,0		6,0
32	36,0	38,3	2,3	
33	16,4	21,3	4,9	
34	24,0	25,8	1,8	
35	16,7	17,4	0,7	
36	33,8	32,2		1,6
37	19,6	23,1	3,5	
38	41,0	45,0	4,0	
39	38,8	35,4		3,4
N =	Σ			
= 39	1118,60	1170,0	83,7	44,3
			(128,0)	

Vyhodnocené výsledky	z výpočtu	z odhadu
----------------------	-----------	----------

Aritmetický průměr variačních koeficientů

$\bar{s}_x \%$	28,68	30,00
----------------	-------	-------

Směrodatná odchylka variačních koeficientů

$s_{s_x} \%$	$\pm 7,86$	$\pm 8,23$
--------------	------------	------------

Variační koeficient variačních koeficientů

$s_{s_x} \% \%$	27,40	27,43
-----------------	-------	-------

Aritmetický průměr rozdílů variačních koeficientů $\bar{d}_{s_x} \%$

$\bar{d}_{s_x} \%$	3,28	—
--------------------	------	---

Směrodatná odchylka rozdílů variačních koeficientů $d_{s_x} \%$

$s_{d_{s_x}} \%$	$\pm 2,29$	—
------------------	------------	---

Variační koeficient rozdílů variačních koeficientů $d_{s_x} \%$

$s(d_{s_x} \% \%)$	69,82	—
--------------------	-------	---

$$dp_v = \frac{\partial p_v}{\partial p_d} dp_d + \frac{\partial p_v}{\partial p_H} \cdot dp_H, \quad (18)$$

$$dp_v = 2dp_d + dp_H. \quad (19)$$

Po dosažení vyšetřené hodnoty přesnosti na tloušťkovém přírůstu $\Delta_{Ad} \% = \pm 15,75 \%$ za dp_d a předpokládané přesnosti na výškovém přírůstu $dp_H = \pm 5 \%$ vypočte výsledná přesnost $dp_v = 2 \cdot 15,75 \% + 5,00 \% = 35,50 \%$. Jde o velmi nízkou teoretickou přesnost, jež se výrazně odchyluje od provozně ještě přijatelné přesnosti $\pm 20 \%$, i když výsledky ověřovacích zkoušek poskytly daleko příznivější a v mnohých případech přijatelné přesnosti. Antanajtis (1968) uvádí přesnost tloušťkového přírůstu $\pm 13 \%$.

Uskutečněný rozbor ukázal, že přímé objektivní zjišťování běžného přírůstu (zde jako objemového přírůstového procenta) při použití pouhých 15 vzorníků neposkytuje očekávanou spolehlivost. K řešení přesnosti $\pm 20 \%$ by bylo zapotřebí 58 vzorníků. Takový rozsah výběru je pro provozní praxi nepřijatelný. Využití je možné pouze při aktualizaci středních výčetních tlouštěk d_m , kdy postačí 15 vzorníků k zabezpečení přesnosti $\pm 15,75 \%$ při spolehlivosti $P = 95 \%$.

Spolehlivost metody aktualizace zásob v jednotlivých převážně stejnorodých porostech byla prověřena ve 111 porostech ve věku 90–110 let a o výměře porostní plochy 468,52 ha. Těžby byly v porostech pravidelně realizovány.

Empirická přesnost $\Delta_v \%$, tj. relativní odchylka mezi výsledkem počáteční porostní zřsoby V_1 aktualizované na stav V_2 a výsledkem zjištěné zřsoby V_2 průměrováním naplno na konci aktualizacího období a , byla sledována pro 4 skupiny přesnosti, jak patrně z tabulky II.

II. Empirická přesnost $\Delta_v \%$ pro 4 skupiny přesnosti. — Empirical exactness $\Delta_v \%$ for four groups of exactness

Skupina přesnosti		Empirická přesnost $\Delta V \%$				
		do $\pm 8 \%$	± 8 až $\pm 10 \%$	± 11 až $\pm 20 \%$	nad $\pm 21 \%$	Σ
Výměra porostů	ha	188,20	48,53	134,84	96,95	468,52
Podíl porostů dané skupiny přesnosti	v $\%$	40,2	10,4	28,8	20,6	100

První skupina přesnosti byla stanovena pro výsledky ověřovacích šetření do $\pm 8 \%$, tudíž stejná jako u přesnosti reprezentativních matematicko-statistických metod před vydáním vyhlášky MLVH ČSR č. 13/78 Sb., již byla přesnost upravena pro reprezentativní metody na $\pm 10 \%$.

Požadované přesnosti do $\pm 8 \%$ bylo dosaženo na 40,2 % výměry všech kontrolních porostů. Do $\pm 10 \%$ byl vykázán podíl 50,6 %. Další polovina výměry kontrolních porostů překročila mez empirické přesnosti $\pm 10 \%$.

III. Prověření odpočtové konstanty c na materiálu ze stejnověkých smrkových porostů. — Checking the denumeration constant c on the trees from spruce stands of the same age

			Věkový stupeň											
			věkové rozpětí ve věkovém stupni											
			3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
			21—30	31—40	41—50	51—60	61—70	71—80	81—90	91—100	101—110	111—120	121—130	131—140
$n\Delta d$	cel- kem	836	6	66	73	120	136	102	164	103	26	19	6	15
$n\Delta d (+)$		612	5	65	69	95	107	74	96	53	18	14	3	13
$n\Delta d (-)$		150	1	1	4	20	24	26	31	31	5	3	2	2
$n\Delta d (0)$		74	—	—	—	5	5	2	37	19	3	2	1	—
$\Delta d = c$ (nevyrovnané)	cm		3,17	3,08	2,10	1,32	1,11	0,66	0,58	0,30	1,0	1,7	1,3	2,7
$\Delta d_{max} = c_{max}$	cm		+5,0	+6,4	+5,2	+5,6	+5,0	+5,0	+5,0	+7,0	+4,0	+7,0	+5,0	+5,0
$\Delta d_{min} = c_{min}$	cm		-0,4	-4,6	-1,5	-4,9	-4,0	-3,8	-4,9	-5,2	-4,0	-2,0	-2,0	-2,0
$s\Delta d (\pm)$	cm		2,08	2,75	1,34	1,75	1,73	1,69	1,90	2,34	2,02	2,31	2,69	2,01
$\Delta d = c$ (vyrovnané)	cm		3,50	2,80	2,10	1,50	1,00	0,70	0,45	0,45	0,75	1,20	1,90	3,10
$\Delta d = c$ (upravené pro praxi)	cm		4	3	2	1	1	1	0	0	1	1	2	3

IV. Prověření odpočtové konstanty c na materiálu ze stejnověkových borových porostů. — Checking the denumeration constant c on the trees from pine stands of the same age

			Věkový stupeň											
			věkové rozpětí ve věkovém stupni											
			3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
			21–30	31–40	41–50	51–60	61–70	71–80	81–90	91–100	101–110	111–120	121–130	131–140
$n\Delta d$		475	8	28	46	39	43	48	123	102	13	11	9	5
$n\Delta d (+)$	cel-	339	7	28	39	30	34	39	74	71	4	7	4	2
$n\Delta d (-)$	kem	86	1	—	5	8	8	8	24	20	3	3	4	2
$n\Delta d (0)$		50	—	—	2	1	1	1	25	11	5	1	1	1
$\Delta d = c$ (nevyrovnané)	cm		2,68	2,85	1,57	1,21	0,83	0,74	0,23	0,45	0,70	0,30	0,40	0,50
$\Delta d_{max} = c_{max}$	cm		-4,9	+6,0	+4,7	+4,9	+3,6	+3,1	+4,9	+5,1	+2,0	+4,0	+3,0	+1,0
$\Delta d_{min} = c_{min}$	cm		-1,3	+0,6	-2,1	-1,1	-4,3	-4,4	-2,8	-1,6	-2,0	-5,0	-2,0	0,0
$s\Delta d (\pm)$	cm		1,60	1,35	1,58	1,43	1,26	0,98	1,04	1,02	1,21	2,90	1,72	0,40
$\Delta d = c$ (vyrovnané)	cm		3,10	2,25	1,55	1,15	0,83	0,55	0,35	0,30	0,35	0,45	0,60	0,80
$\Delta d = c$ (upravené pro praxi)	cm		3	2	2	1	1	1	0	0	0	0	1	1

Rozborem jednotlivých výsledků šetření, zejména u porostů s vyšší nepřesností než $\pm 11\%$, byly zjištěny tyto příčiny, jež vesměs vyplynuly z nedodržování metodických pokynů:

1. Výběr porostů vhodných pro aktualizaci nebyl dodržován, k aktualizaci byly použity porosty výstavkového charakteru.
2. Zásoby zjištěné na počátku aktualizacího období nebyly přezkoušeny předepsanou prověrkou spolehlivosti a vykazovaly značné chyby v měření i výpočtu.
3. Vstupní údaje o zásobách a ostatních taxačních veličinách byly přebírány z hospodářské knihy a nikoliv z porostních měřičských dokladů.
4. Stav lesní hospodářské evidence realizovaných těžeb nebyl důsledně prověřován.

Běžný přírůst zjištěný přímým měřením se jen málo lišil od tabulkového modelu celkového běžného přírůstu.

Příznivějších výsledků dosáhl Vágner (1977), který v rámci diplomové práce prověřil aktualizací metodu pro 30 porostů smrkových a borových nesmíšených i smíšených s modřínem a jedlí, ve věku 81 až 130 let, na ploše 120,74 ha. Maximální empirická chyba dosáhla výše $+14,0\%$ a minimální $-0,3\%$.

ODVOZENÍ ODHADNÍHO VZORCE

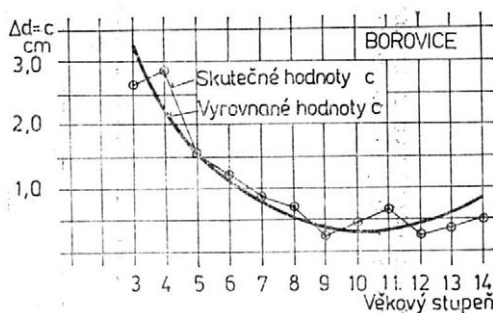
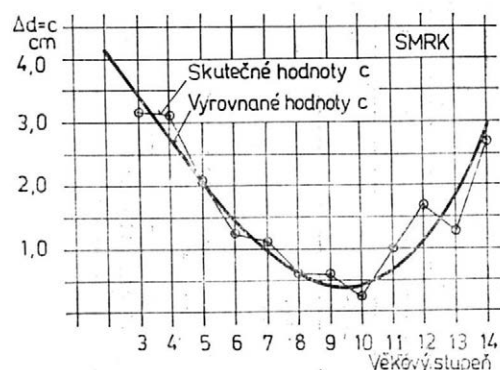
Odhadní vzorec k určení porostního přírůstového vzorníku o střední výčetní tloušťce

$$\hat{d}_m = \frac{d_{max} + d_{min}}{2} - c \quad (20)$$

byl původně odvozen pro účely aplikace relaskopické reprezentativní statistické metody zjišťování porostních zásob. Odpočtová konstanta c byla vyšetřena pouze pro porosty do 10. věkového stupně.

Na podkladě rozsáhlého empirického materiálu převážně ze stejnověkových porostů smrkových ($N = 836$) a borových ($N = 475$) ve věku od 21 do 140 let ze 70 lesních závodů ČSR byla prověřena odpočtová konstanta c . Podrobné výsledky šetření jsou uvedeny v tabulkách III a IV. Grafické vyrovnaní hodnot c je zobrazeno na obr. 1.

Zjištěné výsledky ukazují, že konstanty c obou rozhodujících hospodářských dřevin mají shodný průběh, nejvyšší hodnoty ve 3. až 5. věkovém stupni, nejnižší v 10. věkovém



1. Grafické vyrovnaní hodnot odpočtové konstanty c pro smrky a borovice. — A graphical smoothing of the values of denumeration constant c for spruce and pine

stupni. Od 10. věkového stupně se hodnoty c pro smrk opět zvyšují. Hodnoty borovice jsou ve srovnání se smrkem v celém věkovém rozpětí 21 až 140 let nižší.

RACIONALIZAČNÍ EFEKT

Ekonomický rozbor aktualizací metody byl uskutečněn na Účelovém lesním závodě Šenov v roce 1976 (A. Hamřík) ve 45 porostech o výměře 271 ha.

1. Náklady na zjišťování zásob aktualizací metodou:

a) Venkovní práce (zjišťování běžného přírůstu — vyhledání vzorníků a přírůstové vývrty, měření výšek) —

$$45 \text{ porostů} \cdot 60 \text{ minut} = 45 \text{ hodin} = 5,3 \text{ dne}$$

I. alternativa — práce provedeny měřičem bez figuranta s náklady na 1 pracovní den 149,50 Kčs — za 5,3 dne 792,35 Kčs, II. alternativa — práce provedeny měřičem a 1 figurantem s náklady na 1 prac. den 221,30 Kčs za 5,3 dne 1172,90 Kčs.

b) Kancelářské zpracování 1 porost za 30 min, 45 porostů za 2,4 dne s náklady 2,4 dne · 149,50 Kčs = 360,55 Kčs. Celkové náklady (a + b) I. alternativa 1153,00 Kčs, II. alternativa 1965,00 Kčs.

2. Náklady na zjišťování zásob průměrkováním naplno: Průměrný denní výkon 4 ha měřičské skupiny — 1 měřič + 2 figuranti, tj. pro 271 ha časový nárok 67,75 dní s náklady na 1 den 215,43 Kčs činí 14 595,00 Kčs.

Dosažené úspory v nákladech:

I. alternativa: 1153,00 Kčs : 14 595,00 = 0,0627 představuje pouze 6,27 % z celkových nákladů na průměrkování naplno, tj. úsporu 93,73 %,

II. alternativa vykazuje 10,70 % z celkových nákladů, tj. úsporu 89,30 %.

K přibližně shodnému výsledku dospěl Vágner (1977).

ZHODNOCENÍ

Nové teoretické rozborů a praktické zkušenosti při aplikaci aktualizací metody pro zjišťování porostních zásob, jež plně využívá výsledků inventury zásob v jednotlivých porostech před a -lety (obvykle 10 lety), soustředily pozornost na přímé zjišťování běžného přírůstu reprezentativní metodou.

Použití údajů modelových celkových běžných přírůstů v současné době používaných růstových tabulkách se projevilo zejména v mýtních porostech značně nespolehlivým.

Zatímco teoretická statistická chyba na tloušťkovém přírůstu při použití 15 vzorníků kolem střední výčetní tloušťky $\bar{d}_m$ vykazovala $\pm 7,39$ %, nutno počítat s přesností při spolehlivosti $P = 95$ % $\pm 15,75$ %.

Rozsah výběru 15 vzorníků se považuje za provozně přijatelný v zájmu racionalizace práce s ohledem na časové zatížení.

Při započtení přesnosti zjišťování výškového běžného přírůstu dosahuje se teoretické přesnosti podle (19) $\pm 35,5$ %.

Poměrně rozsáhlé ověřovací zkoušky pro 141 porostů poskytly výrazně příznivější výsledky vyšetřením empirických přesností, které při pečlivém dodržování metodických pokynů (ÚHÚL 1975) vykazaly maximální empirickou přesnost $\pm 15,0$ %.

Vzhledem k nově stanovené přesnosti ± 5 % vyhláškou MLVH ČSR č. 13/78 Sb. pro zjišťování zásob porostních skupin a jejich částí navržených k obnově, tj. představují-

cích těžební myšlný fond, vyplývá povinnost tuto přesnost zabezpečit. Aktualizační metoda tuto přesnost nezajišťuje.

Její využití lze však uplatnit při aktualizaci zásob celých souborů porostů ve věkových stupních pro vyšší hospodářskouprávní jednotky — hospodářské soubory.

Prokázala se spolehlivost používání Prodanova vzorce pro odhad střední směrodatné odchylky radiálního tloušťkového přírůstu k určení potřebného rozsahu výběru vzorníků.

Pro výběr vzorníků byla nově přepracována metoda určení středního kmene pomocí odhadního vzorce pro smrk a borovici

$$\hat{d}_m = \frac{d_{max} + d_{min}}{2} - c$$

s použitím pro věkové rozpětí 21 až 140 let.

Vysoká úspora v nákladech 89—94 % při použití sledované metody byla vyšetřována pro 75 porostů. Vysoký racionalizační efekt není pro praxi zanedbatelný a dává podnět k hledání dalších možností, jak odstranit dosud nepříznivé výsledky přesnosti.

Došlo dne 9. 4. 1979

Literatura

1. ANTANAJTIS, V. V.: Tablici taxacii tekušcego prirosta otdělnych nasažđenij. Lesnoj žurnal, 1968, č. 3-7
2. DORER, B. a kol.: Fortschreibung u. elektronische Speicherung von Waldzustandsdaten und Kontrolle des Waldfonds. Tech. Univ. Dresden, Sektion Forstwirtschaft, Bereich Forsteinrichtung u. Forstliche Ertragskunde, 1974
3. HAMŘÍK, A.: Rozbor nákladů při aktualizaci porostních zásob u pobočky Lesprojektu Frýdek - Místek. Dokumentace ZIS, Lesprojekt Brandýs n. L., 1976
4. POLÁK, J.: Aktualizace porostních zásob. Lesnictví, 21, 1975, č. 10, s. 913-922
5. POLÁK, J.: Taxační průvodce ÚHŮL Brandýs n. L. 2. vydání 1976 a uživatelská příručka
6. PRIESOL, A. — HLADÍK, M.: Aktualisierungsgenauigkeit d. Bestandesmassen. Mitteilungen IUFRO — Subjektgroup S — 4.04 z Mezinárodní vědecké konference ve Zvolenu, 1977, s. 197-218
7. PRODAN, M.: Untersuchungen über die Durchführung von Repräsentationsaufnahmen. Allg. Forst- u. Jagdztg., 129, 1958, č. 1, s. 15-32
8. ŠMELKO, Š.: Základy určování hrubkového přírůstku stromov a porastov. SAV Bratislava, 1965
9. ŠMELKO, Š.: Rozbor niektorých chýb vznikajúcich pri zisťovaní hmoty porastov celoplošným priemerovaním. Zborník VP LF VŠLD vo Zvolene, VII, 1975, č. 2, s. 33-36
10. ŠMELKO, Š.: Matematicko-štatistická inventarizácia zásob lesných porastov. SAV Bratislava 1968, 219 s.
11. VÁGNER, J.: Aktualizace porostních zásob. Diplomová práce LF VŠZ Brno, 1977
12. MLVH ČR: Vyhláška č. 13/78 Sb.
13. ÚHŮL Brandýs n. L.: Aktualizace porostních zásob, pracovní postup 1975

ПОЛАК, Й. (Lesprojekt, Brandýs nad Labem). Новые данные о применении метода актуализации запасов насаждений в лесном производстве. Lesnictví, 25, 1979 (10): 883-896.

При двухлетнем практическом и теоретическом испытании нововведенного метода определения запасов лесонасаждений — актуализации — внимание было сосредоточено на точность прямого определения текущего прироста. Данные таблиц оказались ненадежными для значения, решающим образом влияющего на конечный актуализированный запас. Установленная теоретическая точность из замеренных приростов в толщину у 15 модельных деревьев в каждом из 39 еловых насаждений достигла $\pm 35,5 \%$.

Обширные контрольные испытания в 141 преимущественно несмешанном еловом и сосновом насаждении предоставили отчетливо более благоприятные результаты установлением

эмпирических точностей максимум в размере $\pm 5\%$ при условии последовательного соблюдения методических указаний. Ввиду установленной точности определения запасов насаждений $\pm 5\%$ нельзя метод актуализации считать надежным. Его использование пригодно при актуализации запасов целых совокупностей насаждений, соединенных в классах возраста в рамках высших лесоустроительных единиц.

У оценки стандартного отклонения прироста в толщину при определении необходимого объема отбора модельных деревьев для представительного метода установления текущего прироста проявилась надежность использования формулы оценки по Продану.

Собственно отбор модельных деревьев производят с помощью формулы оценки для определения среднего ствола для ели и сосны (20) с использованием для возрастного диапазона 21–140 лет.

Метод актуализации дает высокую рационализационную экономию 89–94% затрат в сравнении с определением запасов насаждений путем полного перечета.

лесоустройство; актуализация; запас насаждений; прирост

POLÁK, J. (Lesprojekt, Brandýs nad Labem). *New Information on Practical Introduction of the Method of Actualization of Growing Stocks*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 883-896.

When a newly introduced method of determining the growing stocks — method of actualization — was tested practically and theoretically for two years, a rate of exactness of determining directly the current increment was focused at. Tabular data proved not to show reliably a parameter that influenced the resultant actualized growing stock in a decisive manner. A rate of theoretical exactness determined from the measured diameter increments in 15 sample trees in each of 39 spruce stands amounted to $\pm 35.5\%$.

More satisfactory results of empirical determinations were obtained from extensive checks made in 141 spruce and pine (mostly unmixed) stands — a rate of exactness was $\pm 15\%$ if the methodological instructions had been strictly observed. As the established rate of exactness of determining the growing stock is $\pm 5\%$, the method of actualization cannot be considered as reliable. The method may be made use of when actualizing the growing stocks of the whole populations divided into age categories within higher management units.

A reliability of application of the Prodan formula of estimate was proved to estimate the standard deviation of the diameter increment when an extent of selection of sample trees necessary for the representative method of determining the current increment was found out.

A selection of sample trees is solved by the formula of estimate to determine the mean stem for spruce and pine (20) applicable to age categories from 21 to 140 years.

89–94% of the costs may be saved by introduction of the method of actualization, in comparison with determining the growing stock by full enumeration of all trees.

forest management; method of actualization; growing stock; increment

POLÁK, J. (Lesprojekt, Brandýs nad Labem). *Neue Erkenntnisse aus der praktischen Anwendung der Methode von Aktualisation des Bestandesvorräte*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 883-896.

Während der zweijährigen praktischen und theoretischen Überprüfung der neu eingeführten Methode zur Ermittlung der Bestandesvorräte — der Aktualisation — wurde die Aufmerksamkeit auf die Genauigkeit der direkten Feststellung des laufenden Zuwachses konzentriert. Tafelangaben erwiesen sich für die Größe, die auf entscheidende Weise das Ergebnis, den aktualisierten Vorrat beeinflusst, als unverlässlich. Die ermittelte theoretische Genauigkeit der auf 15 Modellstämmen in jedem von den 39 Fichtenbeständen gemessenen Durchmesserzuwächse erreichte $\pm 35,5\%$.

Ausgedehnte Überprüfungen in 141 überwiegend gleichartigen Fichten- und Kiefernbeständen lieferten deutlich bessere Ergebnisse durch Ermittlung empirischen Genauigkeiten in der Maximalhöhe von $\pm 15\%$ unter Voraussetzung konsequenter Einhaltung methodischer Anweisungen. Angesichts der festgesetzten Genauigkeit der Ermittlung von Bestandesvorräten von $\pm 5\%$ kann die Aktualisationsmethode

nicht für verlässlich gehalten werden. Ihre Anwendung ist bei einer Aktualisation der Vorräte ganzer Gesamtheiten von Beständen angebracht, die in Altersstufen im Rahmen höherer Forsteinrichtungseinheiten aggregiert sind.

Zur Abschätzung der Standardabweichung des Durchmesserzuwachses zur Ermittlung des notwendigen Ausmaßes der Auswahl von Probestämmen für eine repräsentative Methode der Ermittlung des laufenden Zuwachses wurde die Verlässlichkeit der Anwendung der Schätzformel von Prodan erwiesen.

Die eigentliche Auswahl der Probestämme wird mit Hilfe der Schätzformel zur Bestimmung des Mittelstammes für Fichte und Kiefer (20) gelöst, und zwar für die Altersspanne 21-140 Jahre.

Die Aktualisationsmethode weist eine hohe Rationalisationseinsparung von 89–94 % der Kosten im Vergleich zur Ermittlung von Bestandesvorräten durch Vollkluppung auf.

Forsteinrichtung; Aktualisation; Bestandesvorrat; Zuwachs

POLÁK, J. (Lesprojekt, Brandýs nad Labem). *Les acquisitions nouvelles tirées de l'application pratique de la méthodes d'actualisation des volumes sur pied des peuplements*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 883-896.

Pendant la vérification pratique et théorique de la méthode récemment introduite d'identification des volumes sur pied des peuplements — de l'actualisation — poursuivie pendant deux ans, on a concentré l'attention sur la précision de l'identification directe de l'accroissement courant. Les données des tables se sont montrées peu sûres pour la grandeur qui influence de manière décisive le volume sur pied final actualisé. La précision théorique examinée sur les accroissements au diamètre mesurés sur 15 arbres modèles dans chacun des 39 peuplements d'épicéa a atteint $\pm 35,5$ p. 100.

Les essais de vérification amples, effectués dans 141 peuplements d'épicéa et de pin pour la plupart non mélangés, ont donné des résultats nettement plus favorables en procédant à l'exploration des précisions empiriques jusqu'à concurrence de ± 15 p. 100 au maximum, sous condition d'observation conséquente des instructions méthodiques. Compte tenu de la précision prévue, en ce qui concerne l'identification des volumes sur pied des peuplements, qui est de ± 5 p. 100, on ne peut pas considérer la méthode d'actualisation comme tout à fait sûre. Sont utilisation est convenable lors de l'actualisation des volumes sur pied des populations entières des peuplements répartis en classes d'âge dans le cadre des unités supérieures d'aménagement économique.

Pour l'estimation de l'écart-type de l'accroissement en épaisseur, nécessaire à la détermination de l'ampleur requise de la sélection des arbres modèles pour la méthode représentative d'identification de l'accroissement, courant, c'est l'application de la formule d'estimation de Prodan qui a prouvé sa fiabilité.

Le choix propre des arbres modèles est résolu à l'aide de la formule d'estimation destinée à la détermination de la tige moyenne pour l'épicéa et le pin (20) en utilisant pour l'écart d'âge 21–140 ans.

La méthode d'actualisation accuse, comparativement à l'identification des volumes sur pied des peuplements par le comptage total, une épargne élevée de rationalisation, égale à 89 – 94 p. 100 des frais.

aménagement des forêts; actualisation; volume sur pied du peuplement; accroissement

Adresa autora:

Ing. Jiří Polák, CSc., Lesprojekt — ústav inženýrské činnosti, Brandýs nad Labem

VĚJÍŘ BONITNÍCH KŘIVEK POROSTNÍ VÝŠKY RŮSTOVÝCH TABULEK

J. Wolf

WOLF, J. (Lesnická fakulta VŠZ, Brno). *Vějíř bonitních křivek porostní výšky růstových tabulek*. Lesnictví, 25, 1979 (10): 897—910.

V současné době je otázka konstrukce růstových tabulek stále ještě v popředí zájmu lesnického výzkumu i lesnické praxe. Tato publikace řeší otázku snadného nalezení vhodných tvarů diferenciálních rovnic prvního řádu k matematickému popisu bonitního vějíře křivek růstu porostní výšky růstových tabulek. Dochází se k tomu, že za vhodnou třídu těchto rovnic lze považovat Bernoulliho rovnici, neboť rovnice tohoto typu lze řešit kvadraturami a některé její tvary dokonce i v zakončeném tvaru.

růstové tabulky; bonitní vějíř; bonitní výškové křivky; smrk

V současné době je u nás otázka konstrukce růstových tabulek stále ještě v popředí zájmu lesnického výzkumu i lesnické praxe. Růstové tabulky můžeme označit za tabelární a grafické přehledy o růstu důležitých taxačních veličin stejnověkových nesmíšených, určitým způsobem zakládáných a zejména vychovávaných hektarových porostů.

Zákonitosti vztahů těch taxačních veličin, jejichž soubor tvoří nebo má tvořit obsah růstových tabulek, jsou vztahy stochasticko-korelačními. Proto je možné konstrukci růstových tabulek provést jen pomocí biometricko-statistických metod, jinak řečeno pomocí reprezentativního náhodného výběru pokusných ploch založených ve vzorových porostech dané dřeviny a růstové oblasti.

V podstatě je však možno pro konstrukci růstových tabulek volit dvě obecné alternativy, a to:

a) alternativu, s níž můžeme růstové tabulky sestavit bezprostředně potom, kdy byl získán empirický materiál údajů z reprezentativního výběrového souboru vzorových pokusných ploch, na nichž byly tyto údaje zjištěny pouze jednorázově;

b) alternativu, která konstrukci růstových tabulek opírá o periodicky několikrát — zpravidla vždy po pěti letech — opakovaná měření získaná na dříve jmenovaném výběrovém souboru vzorových pokusných ploch.

Z hlediska lesnické praxe je první alternativa zřejmě výhodnější než postup založený na periodicky opakovaném měření, neboť při něm je možno k vlastní konstrukci růstových tabulek přistoupit zpravidla až po deseti, patnácti i více letech. To tedy způsobí nejen značné ztráty časové, může to však způsobit i těžkosti jak technického, tak i ekonomického rázu.

V lesnické teorii i praxi převládal donedávna názor, že při výzkumu a poznávání zákonitostí růstového procesu stejnověkých porostů je třeba se opírat o dlouhodobá, periodicky opakovaná měření, pečlivě konaná na pokusných plochách. Je nutno přiznat, že tento názor převládá u nás i v současné době, neboť metodika konstrukce nových čs. růstových tabulek předpokládala, že bude v podstatě založena na metodě, pro níž taková periodicky opakovaná měření na výběrovém souboru pokusných ploch jsou charakteristická.

Délka takového pečlivého pozorování a měření, konaného zpravidla v pětiletých intervalech, nemá být podle některých lesnických vědeckých kapacit u každé takto sledované pokusné plochy kratší než padesát let. Zmíněný postup zkoumání zákonitostí růstu taxačních veličin stejnověkých porostů je však správný, popř. účelný a zdůvodněný obvykle jen v případech, zkoumáme-li zákonitosti růstu vždy jen u jediného porostu nebo u jediné trvalé pokusné plochy. Do této oblasti výzkumu zřejmě patří tzv. probírkové pokusy.

Jakmile se však náš zájem soustředí na celé soubory porostů, tedy jakmile máme co činit s celými statistickými soubory pokusných ploch, jejichž zákonitosti růstu jako celku chceme studovat a odvodit, pak nutně vystoupí do popředí známý stochastický charakter tohoto jevu, tj. stochastický charakter růstu taxačních veličin celého statistického souboru těchto ploch. Pak ovšem ke studiu těchto vztahů nebo zákonitostí je nezbytně nutno použít regresní, ev. korelační analýzy.

Proto jsem se již více než dvacet let snažil řešit problém zjišťování zákonitostí růstu celých souborů stejnověkých porostů možno říci opačným způsobem, než tomu bylo dříve, tzn. zjistit zákonitosti přírůstu těchto porostů a z nich pak již poměrně snadno odvodit zákonitosti růstové.

Předpokladem k takovému řešení byla ovšem znalost vhodných metod zjišťování běžného přírůstu potřebných taxačních veličin stejnověkých porostů, neboť je evidentní, že nalezení takových metod je klíčovou otázkou k řešení této z lesnického hlediska teoreticky i prakticky dosti náročné úlohy.

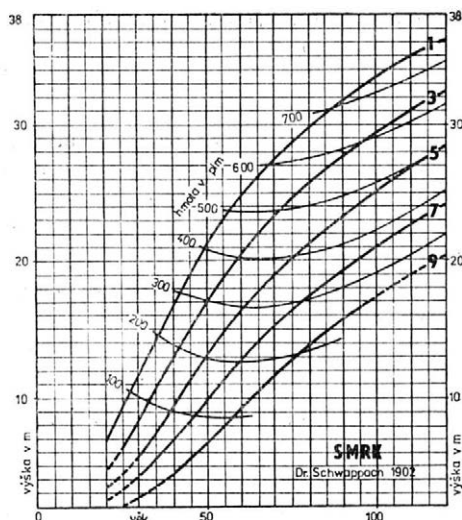
BONITNÍ VĚJÍŘ A POROSTNÍ BONITA

Odvození a vhodné vyjádření zákonitostí růstového procesu stejnověkých nesmíšených porostů zřejmě velmi úzce souvisí s problémem konstrukce růstových tabulek. Je tomu tak zřejmě proto, že tabulky mají představovat poměrně ucelený obraz zákonitostí růstu pro lesnictví důležitých taxačních veličin zmíněných porostů v tabelárních a grafických přehledech. Soubor regresních vztahů, tvořících obsah tabulek, představuje totiž biometrický model růstového procesu stejnověkých porostů. Přitom zejména grafické vyjádření souboru zmíněných vztahů taxačních veličin, provedené formou průsečíkového nomogramu, je pro snadné a ucelené pochopení těchto vzájemných souvislostí velmi názorné a poučné. Tabelární přehledy růstových tabulek takový ucelený obraz neposkytují.

Uvažujeme proto tu grafickou úpravu růstových tabulek, kterou pro praxi hospodářské úpravy lesů vytiskl v roce 1952 tehdejší Lesprojekt — Závody pro úpravu lesního hospodářství, n. p., v Brandýse n. L. Tato v naší lesnické praxi velmi dobře známá grafická úprava byla vydána pod značkou: ÚLT — 37 — 1952 (obr. 1).

Základ průsečíkových nomogramů růstových tabulek jednotlivých dřevin tam totiž tvoří milimetrový papír — ortogonální síť — kótovaný proměnnými x a y , tj. věkem a střední porostní výškou, a do tohoto grafického papíru jsou pak zakresleny izoplety

1. Bonitní vějíř křivek růstu porostní výšky růstových tabulek pro smrk (Schwappach 1902). — Height-class pencil of the growth curves of the stand height of the yield tables for spruce (Schwappach 1902).



dalších potřebných veličin, zejména však jednoparametrická soustava křivek růstu porostní výšky, tj. bonitní vějíř. Tuto soustavu křivek — bonitní vějíř — lze proto popsat formálně rovnicí

$$y = f(x, B), \quad (1a)$$

kde parametr B je porostní výšková bonita. Vztah (1a) je možno též uvažovat tak, aby explicitně vyjadřoval veličinu B , tedy

$$B = \varphi(x, y), \quad (1b)$$

přičemž ovšem v milimetrovém papíře kótovaném proměnnými x, y představuje jak (1a), tak i (1b) tutéž soustavu křivek — soustavu izopleť veličiny B — tj. bonitní vějíř, neboť jde o grafické vyjádření vztahu tří proměnných

$$\tau(x, y, B) = 0 \quad (1)$$

průsečíkovým nomogramem, jehož základ tvoří pravoúhlá síť přímočarých izopleť veličin x, y .

Derivujeme-li (1a) podle věku x , dostaneme

$$\frac{dy}{dx} = \frac{d}{dx} f(x, B) = f_1(x, B). \quad (2)$$

Dosadíme-li za B v rovnici (2) pravou stranu rovnice (1b), pak

$$\frac{dy}{dx} = f_1(x, \varphi(x, y)) = \Phi(x, y). \quad (3)$$

Rovnice (3) je zřejmě diferenciální rovnicí systému křivek (1a), tedy rovnicí bonitního vějíře. Důležité přitom je, že můžeme postupovat i opačně. Pripusťme totiž, že rovnice

$$\frac{dy}{dx} = F(x, y) \quad (4)$$

je rovnicí systému křivek zmíněného bonitního vějíře. Pak řešení rovnice (4) zapsané formálně ve tvaru

$$y = F(x, C), \quad (5)$$

kde C je integrační konstanta, představuje jednoparametrický systém křivek bonitního vějíře, kde parametrem tohoto systému je veličina C .

Položíme-li nyní

$$C = \lambda(B), \quad (6)$$

kde (6) je libovolná diferencovatelná funkce argumentu B , pak při vhodné volbě tvaru (6) dostaneme

$$y = F(x, \lambda(B)) = f(x, B). \quad (1a)$$

Z předešlého ovšem plyne, že není rozhodující, zda veličinu B , tj. porostní výškovou bonitu, uvažujeme jako bonitu relativní nebo absolutní, neboť funkce (6) je libovolná diferencovatelná funkce. Pro metodu sestrojení bonitního vějíře je naprosto tomu velmi důležité, že ho můžeme považovat za řešení, tj. integrál rovnice (3), resp. (4). Jelikož pak sestrojení bonitního vějíře představuje velmi důležitou etapu metody konstrukce tabulek, pak naznačený postup pomocí řešení rovnice (3), resp. (4), znamená v tomto směru novou možnost nebo nový způsob konstrukce růstových tabulek.

HLEDÁNÍ VHODNÝCH TVARŮ ROVNICE BONITNÍHO VĚJÍŘE

PŘEDPOKLADY

Z předešlého vyplynulo, že možnost sestrojení bonitního vějíře řešením rovnice (3) znamená nový metodický krok při řešení otázky nalezení a použití vhodné metody konstrukce růstových tabulek. To ovšem zdůvodňuje též potřebu hledání vhodných matematických tvarů rovnice (3), tj. hledání takových tvarů, které by jak teoreticky, tak zejména prakticky vyhověly sledovanému účelu (Wolf 1959).

Při hledání vhodných tvarů rovnice (3) je možno postupovat jak cestou deduktivní, tak i induktivní. Deduktivní cestou se zde rozumí postup vycházející z teoreticky požadovaných nebo obecně známých vlastností křivek bonitního vějíře, čímž by bylo možno dospět k vymezení určité třídy rovnic, v jejímž rámci lze pak provést výběr takových tvarů, které by praktické aplikaci vyhovovaly. Tato cesta je však obtížná, a to proto, že zmíněných vlastností křivek bonitního vějíře je zatím poměrně málo, než aby dostačovaly k řešení takto čistě deduktivně formulovanému problému.

KOMBINOVANÝ ZPŮSOB

Jak již bylo uvedeno, je možno bonitní vějíř křivek růstu porostní výšky růstových tabulek popsat rovnicí (1a). Z průběhu křivek

$$y = f(x, B) \Big|_{B=B_0}, \quad B_0 \in (a, b) \quad (1a1)$$

lze tedy předpokládat, že pro všechna $B_0 \in (a, b)$ je

$$y \Big|_{x=0} = f(x, B) \Big|_{x=0} = 0, \quad (1a2)$$

$$\left. \frac{dy}{dx} \right|_{x=0} = \left. \frac{d}{dx} f(x, B) \right|_{x=0} = 0, \quad (1.a3)$$

že tedy jednak všechny tyto křivky procházejí počátkem souřadnic $x = y = 0$, jednak se všechny v tomto počátku dotýkají osy x , tj. osy věku.

Počátek souřadnic je tedy singulárním bodem diferenciální rovnice (3) a singulární bod s takovým rozložením integrálních křivek se nazývá uzel. Uzlem prochází nekonečně mnoho integrálních křivek. V kursech diferenciálních rovnic se pak ukazuje, že v bodě $(0,0)$ má funkce (3) izolovaný singulární bod typu $0/0$, tj.

$$\lim_{\substack{x \rightarrow 0^+ \\ y \rightarrow 0^+}} \frac{dy}{dx} = \lim_{\substack{x \rightarrow 0^+ \\ y \rightarrow 0^+}} \Phi(x, y) = \frac{0}{0} \quad (3a)$$

O předpokladech (1.a2), (1.a3) a (3a) lze říci, že jsou logickým důsledkem vlastnost bonitního vějíře (1.a), které neodporují pojmu porostní výškové bonity B jako biometrické veličiny. Z průběhu křivek bonitního vějíře (1.a1) je dále vidět, že jde vesměs o křivky, které mají známý a typický tvar protáhlého S, tj. tvar, který byl rozsáhlým přírodovědeckým výzkumem zjištěn jako zákonitý téměř pro všechny živé organismy a jejich společenstva. Lze proto předpokládat, že každá z těchto S-křivek má pouze jediný inflexní bod, v němž pak pro každé $B_o \in (a, b)$ je

$$\left. \frac{d^2y}{dx^2} \right|_{x=x_{infl}} = \left. \frac{d^2}{dx^2} f(x, B) \right|_{x=x_{infl}} = 0, \quad (1.a4)$$

kde $x = x_{infl}$ je x -ová souřadnice tohoto bodu. Z toho je pak možno dále dedukovat, že pro

$$y_{infl} = f(x_{infl}, B) \Big|_{B=B_o}, \quad B_o \in (a, b)$$

body (x_{infl}, y_{infl}) , $B_o \in (a, b)$, jsou množinou bodů křivky

$$y_{infl} = \omega(x_{infl}), \quad 0 < x_{infl} < k. \quad (7)$$

O vlastnostech (7) můžeme však z průběhu S-křivek bonitních vějířů říci již jen to, že je víceméně pravděpodobné nebo přijatelné předpokládat, že (7) je klesající funkcí v uvedeném oboru a že

$$\frac{d}{dx_{infl}} \omega(x_{infl}) < 0, \quad 0 < x_{infl} < k.$$

Nelze tedy prozatím tvrdit, že by šlo o obecně platnou zákonitost. K závěrům podobného druhu dojdeme, jestliže máme přijmout předpoklad, že z průběhu vějíře S-křivek (1.a1)

má vyplynout, že pro všechny $B_0 \in (a, b)$, každá z těchto S-křivek má svou vlastní limitu, tedy že pro (1.a1) platí

$$\lim_{x \rightarrow \infty} f(x, B) \Big|_{B = B_0} = A_0,$$

kde $A_0 > 0$ je přímka rovnoběžná s osou x , k níž se pro pevně zvolené $B_0 \in (a, b)$ tato S-křivka určitým způsobem blíží.

Tento předpoklad je málo spolehlivý, protože na rovnici (1.a) je třeba především hledět jako na regresní rovnici, jejíž platnost je vždy omezena rozsahem empirických — experimentálních — dat, která k jejímu odvození byla použita.

Z předešlého vyplynulo, že důsledky, které jsme získali rozbořením vlastností křivek bonitního vějíře růstových tabulek, jsou možno říci dosti chudé, i když jsou vlastní prakticky všem grafickým tabulkám jak starších, tak i novějších autorů. Z toho důvodu je tedy vzpomenuť čistě deduktivní cesta zatím neuskutečnitelná. Nezbyvá proto, než k tomu účelu použít cestu kombinovanou, která záleží v tom, že při hledání vhodného

I. Růstové řady střední porostní výšky — tabelární vyjádření bonitního vějíře. — Growth series of the mean stand height — a table of the height-class pencil

Věk x	Smrk — Schwappach 1902			
	bonita			
	I.	II.	III.	IV.
	výška y			
30	11,6	8,3	5,7	4,2
35	14,1	10,6	7,4	5,5
40	16,6	12,8	9,3	6,9
45	19,0	14,9	11,3	8,3
50	21,2	16,9	13,3	9,8
55	23,1	18,8	14,7	11,3
60	24,7	20,5	16,2	12,7
65	26,1	22,0	17,6	14,0
70	27,4	23,3	18,9	15,2
75	28,6	24,5	20,1	16,3
80	29,7	25,6	21,2	17,3
85	30,7	26,6	22,2	18,3
90	31,6	27,6	23,2	19,2
95	32,5	28,5	24,1	20,1
100	33,3	29,3	25,0	21,0
105	34,1	30,1	25,9	21,8
110	34,8	30,8	26,7	22,6
115	35,4	31,5	27,5	23,3
120	35,9	32,1	28,2	24,0

tvaru rovnice (3) využijeme jednak již známých právě popsaných zkušeností a znalostí obecného charakteru, jednak se v dalším postupu opřeme o empirické údaje i za cenu toho, že takto induktivně získané poznatky budou nikoliv širokého obecného, ale spíše heuristického charakteru.

Relativně dosti spolehlivý číselný, a tím grafický empirický materiál potřebných údajů poskytují růstové tabulky, neboť představují poměrně ucelený obraz zákonitosti růstu důležitých taxačních veličin stejnověkových porostů našich možno říci hlavních dřevin. Zejména pak růstové tabulky pro smrk jsou pro tento účel vhodné, neboť smrk je typická, hospodářsky velmi důležitá a nejčastěji po této stránce výzkumnicky zkoumaná dřevina, takže poznatky o zákonitostech růstu porostů této dřeviny, opřené zpravidla o rozsáhlejší soubory empirických údajů pokusných ploch, je možno použít i k širšímu zevšeobecnění pro ostatní naše hospodářsky důležité dřeviny. Tento postup je naznačen na údajích růstových tabulek pro smrk Dr. Schwappacha z roku 1902 (Prusko).

II. Závislost běžného přírůstu porostní výšky na věku a porostní výšce. A relationship of the current increment of the stand height and the stand age and height

x	Smrk — Schwappach 1902							
	bonita							
	I.		II.		III.		IV.	
	y	z	y	z	y	z	y	z
35	14,1	0,50	10,6	0,45	7,4	0,36	5,5	0,27
45	19,0	0,46	14,9	0,41	11,3	0,38	8,3	0,29
55	23,1	0,35	18,8	0,36	14,7	0,31	11,3	0,29
65	26,1	0,27	22,0	0,28	17,6	0,27	14,0	0,25
75	28,6	0,23	24,5	0,23	20,1	0,23	16,3	0,21
85	30,7	0,19	26,6	0,20	22,2	0,20	18,3	0,19
95	32,5	0,17	28,5	0,17	24,1	0,18	20,1	0,18
105	34,1	0,15	30,1	0,15	25,9	0,17	21,8	0,16
115	35,4	0,11	31,5	0,13	27,5	0,15	23,3	0,14

Z tabulek tohoto autora byla jako ukázka vypsána pro sledovaný účel tabulka I, vyjadřující tabelární formou dříve uvedený vztah (1.a), resp. (1.a1). Z této tabulky byla sestrojena tabulka II, kde byly hodnoty veličiny z vypočteny jako hodnoty průměrného přírůstu periodního, vztažené k hodnotám středů použitého věkového — tabulkového — intervalu. O veličině z takto stanovené je všeobecně známo, že je teoreticky velmi dobrou aproximací veličiny dy/dx , tj. běžného přírůstu porostní výšky, takže platí

$$z \cong \frac{dy}{dx},$$

kde znak $\cong$ znamená rovná se prakticky. Tabulka II vyjadřuje tedy tabelární formou empiricky získaný a numericky vyjádřený vztah (3), tj.

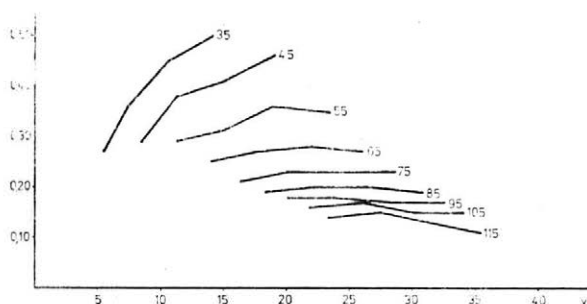
$$y' = \frac{dy}{dx} \cong z = f(x, y).$$

Údaje v tabulce II lze proto považovat za vhodný výchozí empirický materiál pro odvození možného tvaru rovnice (3) induktivní cestou.

Pro grafické vyjádření údajů tabulky II byl zvolen průsečíkový nomogram, jehož základ tvoří milimetrový papír kótovaný proměnnými y , z , tj. střední porostní výškou a jejím běžným přírůstem (obr. 2). Do tohoto grafického papíru byly pak formou polygonů (lomených čar) vyneseny izoplety věku x , tj. čáry vztahu

$$z = f(x, y) \Big|_{x = x_0}, \quad x_0 \in (c, d),$$

kde tedy $x_0 \in (c, \dots, 55, 65, 75, \dots, d)$.



2. Graf závislosti běžného přírůstu porostní výšky na věku a porostní výšce. — A relationship of the current increment of the stand height and the stand age and height

Z obr. 2 je zřejmé, že izoplety věku x tvoří tam rovněž vějíř čar, přičemž ovšem zakreslené polygony zřejmě pouze aproximují předpokládané plynulé křivky. Z průběhu těchto čar lze dedukovat, že pro tyto čáry platí

$$z = f(x, y) \Big|_{\substack{x = x_0 < 0 \\ y = 0}} = 0, \quad x_0 \in (c, d)$$

tj., že tyto čáry procházejí počátkem souřadnic os, tedy bodem $y = z = 0$. Jde tedy opět o singulární bod vějíře těchto čar, který se nazývá uzel, nelze však bezpečně rozhodnout, jaké vlastnosti tento uzel má, tj. zda jde o uzel typu 0/0 nebo o tzv. dikritický uzel apod.

Uznáme-li však předchozí předpoklady za logicky správné, uznáme tím současně i předpoklad tzv. nejhorší bonity, protože za takových okolností kromě obecného řešení rovnice (3) existuje ještě řešení $y = 0$, které neplyne z řešení obecného.

Z tvaru a průběhu polygonů na obr. 2 lze pak s ohledem na předchozí předpoklady heuristicky usoudit, že např. obecný tvar rovnice (3) může být v takovém případě nahrazen konkrétnějším tvarem

$$z = y' = P(x)y + Q(x)y^n, \quad n \neq 0, \neq 1, \quad (8)$$

kde n je konstanta a P, Q jsou spojité funkce věku x pro $0 < x < k$. Je zřejmé, že výraz (8) splňuje předchozí předpoklady pro $n > 0$.

Rovnice (8) je Bernoulliho diferenciální rovnice a jelikož pro P, Q, n nevyslovujeme zatím jiné další požadavky, můžeme rovnici (8) pokládat za takovou třídu diferenciálních rovnic prvního řádu, která se k řešení dané problematiky hodí.

Rovnici (8) lze snadno převést na rovnici lineární a řešit kvadraturami. Její obecný integrál je

$$y^{1-n} = e^{\int (1-n)P dx} (C + \int (1-n) Q e^{-\int (1-n)P dx} dx). \quad (9)$$

Pro $n > 0$ máme ještě řešení $y = 0$, které se nezíská z kvadratury. Z toho plyne, že rovnice (8) splňuje dřívější požadavky, jestliže $n > 0$. Z obr. 2 můžeme pak usoudit, že např. při volbě $n = 2$ polygony izoplet věku x , které tam tvoří dříve popsaný vějíř, uspokojivě aproximují plynulé křivky

$$y' = P(x)y + Q(x)y^2 \Big|_{x=x_0}, \quad x_0 \in (c, d).$$

Volbou $n = 2$ jsme tedy dospěli ke tvaru

$$y' = P(x)y + Q(x)y^2. \quad (10)$$

III. Závislost hodnot parametrů P a Q na věku x . A relationship of the levels of the parameters P and Q and the stand age x

Smrk – Schwappach 1902		
x_0	$P(x_0)$	$Q(x_0)$
35	6,102 – 02	–1,797 – 03
45	4,453 – 02	–1,081 – 03
55	3,413 – 02	–8,192 – 04
65	2,618 – 02	–6,085 – 04
75	1,932 – 02	–3,971 – 04
85	1,650 – 02	–3,363 – 04
95	1,460 – 02	–2,932 – 04
105	1,263 – 02	–2,505 – 04
115	1,221 – 02	–2,559 – 04

Zbývalo tedy vhodně odhadnout konkrétní tvar funkcí $P(x)$ a $Q(x)$. To se uskutečnilo tak, že se metodou nejmenších čtverců za použití hodnot tabulky II určily hodnoty $P(x_0)$, $Q(x_0)$, pro $x_0 \in (c, d)$. Takto získané hodnoty byly sestaveny do tabulky III. Zápis hodnot $P(x_0)$, $Q(x_0)$ je v této tabulce uveden v semilogaritmickém tvaru. K tabulce III byly sestrojeny příslušné grafy (obr. 3). Rozborem vlastností těchto grafů bylo pak možno usoudit, že pro funkce $P(x)$, $Q(x)$ rovnice (10) je možno volit tvar

$$P(x) = m/x + p/x^2,$$

$$Q(x) = q/x + r/x^2,$$

takže rovnice (10) mohla být pro daný účel uvažována v konkrétním tvaru

$$\begin{aligned} y' &= (m/x + p/x^2)y + (q/x + r/x^2)y^2 \\ &= my/x + py/x^2 + qy^2/x + ry^2/x^2, \end{aligned} \quad (11)$$

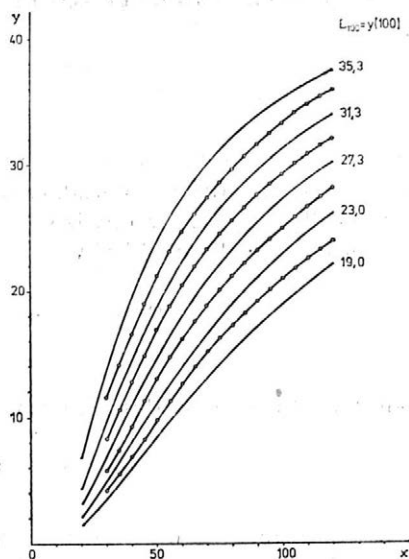
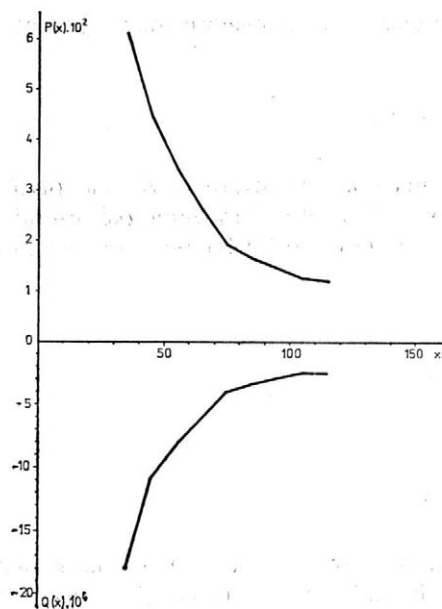
kde (m, p, q, r) je vektor parametrů této rovnice.

OVĚŘENÍ VHODNOSTI KONKRÉTNÍHO TVARU

Výhodou rovnice (11) je zřejmě to, že má své parametry v lineárním postavení a že ji lze snadno řešit kvadraturami, takže

$$y = \frac{\exp(m \ln x - p/x)}{C - \int (q/x + r/x^2) \exp(m \ln x - p/x) dx} \quad (12)$$

je její obecný integrál.



3. Graf závislosti parametrů P a Q na věku. — A relationship of the parameters P and Q and the stand age

4. Vějíř křivek partikulárních integrálů a růstových křivek porostní výšky růstových tabulek pro smrk (Schwappach 1902). — A pencil of curves of the particular integrals and growth curves of the stand height of the yield tables for spruce (Schwappach 1902)

Vhodnost rovnice (11) byla ověřena na empirických údajích tabulky II tak, že se nejprve metodou nejmenších čtverců stanovily hodnoty jejích parametrů zapsané v semi-logaritmickém tvaru

$$m = 1,25217 \quad 00$$

$$q = -2,42772 - 02$$

$$p = 2,72019 \quad 01$$

$$r = -8,57589 - 01$$

Pomocí těchto hodnot bylo dále vypočteno vhodné množství partikulárních integrálů rovnice (12), zapsaných v tabulce IV. Grafy těchto integrálů jsou na obr. 4 zakresleny plynulými čarami. Spolu s těmito křivkami je tam zakreslen i průběh křivek růstu porostní výšky, tj. bonitního vějíře růstových tabulek čarami přerušovanými kroužky, aby bylo možno posoudit stupeň shody průběhu obou těchto vějířů křivek růstu porostní výšky. Z obr. 4 je zřejmé, že stupeň shody zmíněného průběhu obou vějířů křivek je v tomto případě možno označit za velmi dobrý nebo téměř shodný. Tímto způsobem byla tedy prokázána vhodnost rovnice (11) pro vyjádření bonitního vějíře křivek růstu porostní výšky růstových tabulek pro smrk (Schwappach 1902).

SHRNUTÍ DOSAŽENÝCH VÝSLEDKŮ

Z předchozího vyplynulo, že Bernoulliho rovnice (8) je typ rovnice, představující takovou třídu rovnic prvního řádu, kterou je možno využít jako velmi vhodného zdroje pro výběr konkrétních tvarů vyhovujících sledovanému účelu.

Z praktického hlediska je pak možno dát přednost těm konkrétním tvarům, které mají své parametry v lineárním postavení, neboť to velmi usnadňuje možnost aplikace metody nejmenších čtverců při určení hodnot těchto parametrů regresní analýzou.

Smrk — Schwappach 1902					
Věk x	Absolutní výšková bonita			$B_{100} = y(100)$	
	35,3	31,3	27,3	23,0	19,0
20	6,74	4,37	3,00	2,06	1,45
30	13,85	9,70	7,00	4,97	3,58
40	19,68	14,71	11,09	8,16	6,03
50	24,11	18,94	14,83	11,26	8,51
60	27,48	22,41	18,10	14,12	10,91
70	30,11	25,27	20,92	16,72	13,18
80	32,20	27,64	23,36	19,05	15,28
90	33,89	29,62	25,47	21,13	17,22
100	35,30	31,30	27,30	23,00	19,00
110	36,49	32,74	28,91	24,68	20,64
120	37,50	33,99	30,32	26,18	22,15

Tato práce si kladla ovšem za cíl jen to, aby ukázala, že ke hledání vhodných konkrétních tvarů rovnice (8) se velmi dobře hodí údaje, jež jsou obsaženy v růstových tabulkách starších i novějších autorů a dále chtěla nalezením rovnice (11) ukázat pouze na postup, jak takové tvary hledat a ověřovat.

Nalezením rovnice (11) není tedy zdroj typu rovnice (8) — jako zdroj heuristického generování vhodných konkrétních tvarů rovnic bonitního vějíře křivek — pochopitelně vyčerpán. Takových tvarů je tímto postupem možné najít mnoho. I když takto nalezené tvary budou vždy heuristického charakteru, přesto se lze snadno na jiném — kontrolním empirickém materiálu přesvědčit, že tyto tvary mají obvykle dostatek takových vhodných vlastností, že je možné jich téměř bez obav použít pro vyjádření bonitního vějíře křivek růstu porostní výšky stejnověkových porostů všech našich hlavních dřevin, rostoucích za nejrozličnějších přírodních a hospodářských podmínek.

ZÁVĚR

V současné době je problém konstrukce růstových tabulek u nás stále ještě v popředí zájmu jak výzkumu, tak i praxe. Soubor regresních vztahů taxačních veličin, které všeobecné nebo oblastní růstové tabulky obsahují, představuje nebo má představovat biometrický model růstu důležitých taxačních veličin stejnověkových porostů určité dřeviny a růstové oblasti.

Pro metodu konstrukce růstových tabulek je pak rozhodující otázkou, resp. hlavním problémem nebo konstrukčním krokem, odvození tzv. bonitního vějíře křivek růstu porostní výšky zmíněných porostů. Vzhledem k tomu, že tento bonitní vějíř je tvořen jednoparametrickým systémem křivek, lze ho pokládat za řešení — integrál — obyčejné diferenciální rovnice prvního řádu, tj. rovnice (3), kde y je porostní výška, dy/dx její běžný přírůstek, kdežto x je věk porostu. Z tohoto poznatku bezprostředně vyplynula potřeba a nutnost hledání vhodných tvarů uvedené rovnice.

Цілем zkoumání bylo proto nalezení určitého typu nebo určité třídy uvedené rovnice prvního řádu, a to takového typu nebo takové třídy, která by danému účelu vyhověla jak po stránce teoretické, tak zejména praktické. Ze skromných poznatků o vlastnostech bonitního vějíře křivek růstu porostní výšky grafických růstových tabulek se došlo k tomu, že typ rovnice (8), kde P a Q jsou spojitě funkce věku x pro $0 < x < k$, může být pokládán za tuto třídu rovnic.

Tato známá Bernoulliho rovnice se tak stala výchozím typem, třídou, ev. zdrojem, ze kterého bylo a je možno vybírat vhodné konkrétní tvary. Z praktického hlediska je pak možno dát přednost těm nalezeným tvarům, které mají své parametry v lineárním postavení. I když takto nalezené konkrétní tvary Bernoulliho rovnice jsou tvary heuristického charakteru, přesto mají ve většině případů takové vlastnosti, že je možno jich využít bez obav pro odvození a vyjádření bonitního vějíře křivek růstu porostní výšky stejnověkových porostů všech našich hospodářských dřevin, rostoucích za velmi odlišných přírodních a hospodářských podmínek.

Došlo dne 2. 4. 1979

Literatura

1. SLOBODA, B.: Zur Darstellung von Wachstumsprozessen mit Hilfe von Differentialgleichungen erster Ordnung. Inaugural-Dissertation. 1971. Freiburg i. Br. BRD
2. WOLF, J.: Časové a bezčasové směrové pole vývoje. Sborník VŠZL v Brně, řada C, 1957, č. 1
3. WOLF, J.: Pokus o stanovení tvaru rovnice časového směrového pole vývoje porostní výšky. Lesnický časopis, r. V, 1959, č. 3-4
4. WOLF, J.: K problematice stanovení běžného přírůstu stejnověkových porostů. 1963, LF-VŠZ Brno — habil. disert. práce
5. WOLF, J.: The Quality of an Even-aged Unmixed Stand. Conference in Stockholm, SWEDEN, IUFRO — Sektion 25. 1965
6. WOLF, J.: Bonita stejnověkého nesmíšeného porostu. Lesnický časopis, 13, 1967, č. 13
7. WOLF, J.: Stanovení CBP porostní zásoby pokusných ploch určených ke konstrukci růstových tabulek. VŠZ v Brně, LF, 1969, výzkumná zpráva
8. WOLF, J.: Über einige Eigenschaften der Wuchsreihen gleichaltriger Bestände. Acta universitatis agriculturae (Brno), Series C, 43, 1974, 3, s. 207-228
9. WOLF, J.: Výzkum a ověřování vhodných tvarů diferenciálních rovnic pro matematickou formulaci zákonitosti růstu porostní výšky stejnověkových nesmíšených porostů. LF-VŠZ Brno, 1979, závěrečná zpráva výzkumného úkolu — VI/5-5/3-2

ВОЛЬФ, Й. (Lesnická fakulta VŠZ, Brno). Веер бонитетных кривых высоты насаждения таблиц хода роста. Lesnictví, 25, 1979 (10): 897-910.

В настоящее время проблема построения таблиц хода роста насаждения у нас все еще находится в центре интереса как научного исследования, так и лесной практики. Совокупность регрессивных соотношений таксационных величин, содержащихся в общих или в областных таблицах хода роста насаждения, представляет или должна представлять биометрическую модель роста важных таксационных величин разновозрастных насаждений определенной древесной породы и определенной области.

Для метода построения таблиц хода роста насаждения решающим вопросом, т. е. основной проблемой или конструктивным приемом, является выведение так наз. бонитетного веера кривых роста высоты упомянутых насаждений. Ввиду того, что этот бонитетный веер образуется однопараметрической системой кривых, его можно считать решением — интеграл — обыкновенного дифференциального уравнения первого порядка, т. е. уравнение (3), в котором y = высота насаждения, dy/dx = его текущий прирост, тогда как x = возраст насаждения. Из этого непосредственно вытекает необходимость и потребность изыскания подходящих форм упомянутого уравнения.

Целью исследования было поэтому нахождение определенного типа или определенного класса приведенного уравнения первого порядка, а именно такого типа или такого класса, которые соответствовали бы данной цели как с теоретической, так и особенно с практической точек зрения. От скромных данных о свойствах бонитетного веера кривых роста высоты

насаждения графических таблиц хода роста дошли до того, что тип уравнения (8), в котором P и Q являются непрерывной функцией возраста x для $0 < x < k$, может считаться этим классом уравнений.

Это известное уравнение Бернулли таким образом стало исходным типом, классом, при случае источником, из которого можно выбирать конкретные формы. С практической точки зрения можно, следовательно, отдать предпочтение тем найденным формам, параметры которых находятся в линейном положении. Хотя таким образом найденные конкретные формы уравнения Бернулли и являются формами эвристического характера, все же они в большинстве случаев обладают такими свойствами, что их можно без опасений использовать для выведения и выражения бонитетного веера кривых роста высоты насаждения одновозрастных насаждений всех наших хозяйственных древесных пород, произрастающих в весьма разнообразных природных и хозяйственных условиях.

таблица хода роста; бонитетный веер; бонитетные кривые высоты; ель

WOLF, J. (Lesnická fakulta VŠZ, Brno). *A Pencil of Height-class Curves of the Stand Height of Yield Tables*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 897-910.

At present the efforts of Czechoslovak researchers and workers in the terrain are aimed at constructing the yield tables. A population of the regression relations of taxation quantities that are given by general or regional growth tables represents or is to represent a biometrical model of the growth of significant taxation quantities of coeval stands of the given tree species or vegetation area.

To construct the yield tables involves first of all a deriving of the so called height-class pencil of the growth curves of the stand height in the given stands. As this height-class pencil consists of a system of one-parameter curves, it represents a solution — an integral — of a common differential equation of the first order, i. e. equation (3) where y is the stand height, dy/dx the current increment and x the stand age. A necessity of searching for the convenient forms of the given equation has ensued from the above conclusion.

Therefore the research was aimed at finding the particular type or class of the above equation of the first order, such a type or such a class that would comply with the requirements both theoretically and practically. Scanty findings of properties of the height-class pencil of the growth curves of the stand height of the graphical yield tables have suggested that the type of equation (8) where P and Q are the continuous functions of the age x for $0 < x < k$ may be considered as a convenient class of equations.

This well-known Bernoulli's equation has become an initial type, class, and/or source, from which the particular concrete forms may be selected. For practical applications, the forms that have their parameters in the linear position could be preferred. Even though the concrete forms of Bernoulli's equation found in this way are the forms of heuristic character, in most cases they have such properties that they may be used in deriving and expressing the height-class pencil of the growth curves of the stand height of coeval stands of all our commercial tree species growing under diverse natural and management conditions.

yield tables; height-class pencil; height-class curves; spruce

WOLF, J. (Lesnická fakulta VŠZ, Brno). *Bonitätskurvenschar der Bestandeshöhe von Ertragstafeln*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 897-910.

In gegenwärtiger Zeit ist das Problem der Konstruktion von Ertragstafeln bei uns noch immer im Vordergrund des Interesses sowohl der Forschung als auch der Praxis. Die Gesamtheit der Regressionsbeziehungen von Taxationsgrößen, die die allgemeinen oder Gebietsertragstafeln enthalten, stellt ein biometrisches Modell des Wachstums wichtiger Taxationsgrößen gleichaltriger Bestände einer bestimmten Holzart und eines bestimmten Wuchsgebietes dar oder sie soll ein solches darstellen. Für die Methode der Konstruktion der Ertragstafeln stellt dann die entscheidende Frage, bzw. das Hauptproblem oder Konstruktionsschritt die Ableitung des sogen. Bonitätsfächers von Wachstumskurven der Bestandeshöhe der erwähnten Bestände dar. Angesichts dessen, daß der Bonitätsfächer durch ein einparametrisches Kurvensystem gebildet wird, kann man ihn für die Lösung — ein Integral — einer gewöhnlichen Differentialgleichung erster Ordnung halten, d. h. der Gleichung (3), wo y die Bestandeshöhe ist, dy/dx ihr laufender Zuwachs, während x das Bestandesalter ist. Aus dieser Erkenntnis heraus entstand unmittelbar die Notwendigkeit der Suche nach geeigneten Formen der angeführten Gleichung.

Das Ziel der Forschung war deswegen die Entdeckung eines bestimmten Typs oder einer bestimmten Klasse der angeführten Gleichung 1. Ordnung, und zwar eines solchen Typs oder einer solchen Klasse, die dem gegebenen Zweck sowohl von theoretischer als auch insbesondere praktischer Seite entsprechen würde. Aus den bescheidenen Kenntnissen über die Eigenschaften des Bonitätsfächers von Wachstumskurven der Bestandeshöhe der graphischen Ertragstafeln gelangte man zur Erkenntnis, daß der Typ der Gleichung (8), wo P und Q vereinbarte Funktionen des Alters x für $0 < x < k$ sind, für diese Klasse von Gleichungen gehalten werden kann.

Diese bekannte Bernoulli-Gleichung ist auf diese Weise zum Ausgangstyp, Klasse bzw. Quelle geworden, aus der es möglich war und ist, geeignete konkrete Formen auszuwählen. Vom praktischen Standpunkt aus gesehen ist es dann möglich, denjenigen gefundenen Formen den Vorzug zu geben, die ihre Parameter in linearer Stellung haben. Obwohl die auf diese Weise gefundenen konkreten Formen der Bernoulli-Gleichung Formen heuristischen Charakters darstellen, haben sie dennoch in den meisten Fällen solche Eigenschaften, daß sie bedenkenlos zur Ableitung und Darstellung des Bonitätsfächers von Wachstumskurven der Bestandeshöhe gleichaltriger Bestände aller unserer Wirtschaftsholzarten ausgenutzt werden können, die unter sehr verschiedenen natürlichen und wirtschaftlichen Bedingungen wachsen.

Ertragstafeln; Bonitätsfächer; Bonitätshöhenkurven; Fichte

WOLF, J. (Lesnická fakulta VŠZ, Brno). *L'éventail des courbes qualitatives de la hauteur de peuplement des tables de production*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 897-910.

A l'époque actuelle le problème de construction des tables de production se trouve chez nous toujours au premier plan, intéressant aussi bien la recherche que la pratique. L'ensemble des rapports de régression des grandeurs d'estimation, que comportent les tables de production générales ou régionales, représente ou devrait représenter le modèle biométrique de croissance des grandeurs d'estimation des peuplements équiennes d'une essence et région de croissance déterminées.

Pour la méthode de construction des tables de production c'est alors la déduction du soi-disant éventail qualitatif des courbes de croissance de la hauteur du peuplement des cultures mentionnées qui est une question décisive. Compte tenu du fait que l'éventail qualitatif en question est formé par le système monoparamétrique des courbes, on peut le considérer comme solution — intégral — d'une équation différentielle simple de premier degré, à savoir de l'équation (3), où y est la hauteur du peuplement, dy/dx son accroissement courant, tandis que x est l'âge du peuplement. C'est de cette notion qu'est découlé spontanément le besoin et la nécessité de chercher des formes convenables de cette équation.

L'objectif de la recherche consistait par conséquent à trouver un type déterminé ou une classe déterminée de l'équation mentionnée du premier degré, et cela d'un tel type ou d'une telle classe qui répondrait à la fin donnée, aussi bien sur le plan théorique que notamment sur le plan pratique. Partant des notions modestes sur les propriétés de l'éventail qualitatif des courbes de croissance de la hauteur du peuplement des tables de production graphiques, on est arrivé au fait que le type d'équation (8), où P et Q sont les fonctions connexes de l'âge x pour $0 < x < k$, peut être considéré comme cette classe d'équations.

Cette équation connue de Bernoulli est ainsi devenue le type de départ, la classe, éventuellement la source sur laquelle il a été et est possible de choisir les formes convenables concrètes. Du point de vue pratique il est possible de donner la préférence à ces formes trouvées, dont les paramètres se trouvent en position linéaire. Bien que les formes concrètes ainsi trouvées de l'équation de Bernoulli soient des formes de caractère heuristique, toujours est-il qu'elles possèdent dans la majeure partie des cas de telles propriétés que l'on peut utiliser sans crainte pour la déduction et la formation de l'éventail qualitatif des courbes de croissance de la hauteur du peuplement des peuplements équiennes de toutes nos essences économiques, poussant dans les conditions naturelles et économiques très différentes.

tables de production; éventail qualitatif; courbes qualitatives des hauteurs; épicéa

Adresa autora:

Doc. Ing. Jaroslav Wolf, CSc., lesnická fakulta VŠZ, Brno

J. Rod

ROD, J. (Vědecký lesnický ústav VŠZ, Kostelec nad Černými lesy). *Návrh konstrukce bonitních výškových křivek*. Lesnictví, 25, 1979 (10): 911–930.

V práci je zkoumán výškový růst stejnověkých smrkových porostů I. a II. věkové třídy. Z hlediska teoretického se vychází ze studií J. Korfa (1939) o zákonitosti růstu lesních dřevin, zejména z odvozené růstové rovnice (1). Touto rovnicí jsou definovány bonitní výškové křivky smrku z růstových tabulek: Baura, Schwappacha, Weisseho, Gehrhardta, Wiedemanna, Assmanna-Franze a návrh Korfa (1973). Souborem porostních výšek prvních věkových tříd je proložena střední výšková křivka (1), která je osou souboru. V pětiletých věkových intervalech od 10 do 35 roků byly vypočteny směrodatné odchylky, rozptyl a variační koeficient. Body obalových polygonů jsou stanoveny ze střední výšky (1) a příslušné směrodatné odchylky při hranici významnosti $t_{0,05}$. Tyto polygony jsou vyrovnány růstovou funkcí (1), a tím získány horní (2) a dolní (3) obalové křivky. Hlavní křivky (1), (2), (3) definované parametry A, k, n růstové rovnice (1) slouží za základ k rozdělení růstového oboru. Bonitní výšky vějíře jsou funkcí dvou proměnných — věku a bonity. Tento funkční vztah (24) určují parametry a, b lineární rovnice (16); mocninovou rovnici (17) s parametry c, d se vyjadřuje závislost parametru n na výškách v době u . Bonitní výšku vějíře určují 4 parametry rovnice (25) a přírůstová intenzita je dána rovnicí (26). Rovnice pro konstrukci bonitního vějíře (25) růstového oboru vymezeného hlavními křivkami definovanými růstovou funkcí (1) využívá vztahů běžného přírůstu a parametrů n hlavních křivek růstového oboru. Tím je umožněno bez aproximace odvodit i další dva parametry (A, k) rovnic pro výšku v závislosti na věku a bonitě.

růstové tabulky; bonitní výškové křivky; smrk

Růstové veličiny stejnověkých porostů jak primární (výška, tloušťky), tak odvozené (objem středního kmene, zásoba porostu, celková produkce, kruhová základna) mají svůj růstový obor vymezen věkem a růstovými podmínkami. Při konstrukci růstových věkových křivek se zkoumá vzájemný vztah růstových porostních veličin jak k věku, tak i k růstovým podmínkám. Na tomto principu jsou konstruovány všechny růstové tabulky.

Matematickou formulací růstových zákonitostí se zabývalo mnoho autorů, u nás zejména A. Van der Vliet (1921, 1935), B. Rychlý (1933), F. Korsuň (1935, 1950) a V. Korf (1939, 1967, 1970, 1971). Na základě podrobných analýz matematických formulací jak po stránce teoretické, tak i praktické upotřebitelnosti a četných studií byly postupně objasněny podmínky, kterým musí vyhovovat matematická formulace růstové funkce. Na základě dlouhodobých zkušeností a výsledků řady prací čs. lesnického výzkumu bylo komisí pro růstové tabulky ČSSR doporučeno při konstrukci nových čs. růstových tabulek použít tříparametrovou růstovou rovnici V. Korfa (1939):

$$y = A \exp \frac{k}{(1-n)x^{n-1}} \quad (1)$$

Podrobný teoretický rozbor růstové rovnice provedl V. Korf v dříve citovaných pracích. V práci je použita uvedená růstová rovnice při konstrukci výškového bonitního vějíře.

Rozdělení růstového oboru je provedeno na příkladě výškového růstu stejnověkých nesmíšených smrkových porostů I. a II. věkové třídy, přičemž se vychází z vymezeného výškového růstového oboru daného věkovým rozpětím a základními křivkami (střední křivkou a křivkami obalovými). Takto vymezený výškový růstový obor je rozdělen na vějíř věkových výškových bonitních křivek na základě analýzy vztahů parametrů rovnice (1) v různých růstových tabulkách. Výškový růst vyjádřený výškou porostu v závislosti na věku je nejvýraznějším ukazatelem pro bonitní klasifikaci, poněvadž výška porostu je ze všech taxačních veličin nejméně ovlivněna výchovnými zásahy, těsně závisí na stanovišti a je nejméně ovlivněna zakmeněním. V těsné závislosti na výšce porostu je též celková produkce, proto je výška nejspolehlivějším bonitním ukazatelem, přičemž je to veličina i jednoduše přímo měřitelná.

V tomto pojednání není řešena problematika střední porostní výšky a horní výšky, jakož i působení vlivů na jejich vývoj a vzájemný vztah, což důsledně na základě výsledků z rozsáhlého biometrického průzkumu poloprovozních a trvalých výzkumných ploch podrobně zhodnotil J. Halaj (1971, 1973, 1975), J. Řehák (1974, 1975), jakož i J. Polák (1965), Z. Poleno (1978). Ze závěrů a návrhů uvedených autorů stanovila komise pro růstové tabulky ČSSR, že základní bonitační veličinou v růstových tabulkách zůstane střední porostní výška sdruženého porostu a horní výška ($h_{10}\%$) bude veličinou doplňující, odvozenou ze závislosti na střední výšce. Střední porostní výška se užívala jako bonitační kritérium již před 100 lety (Bauer 1879) a tato základní růstová veličina i nadále zůstává jako bonitační kritérium převážně ve všech růstových tabulkách používaných nejen ve střední Evropě, ale i v ostatních státech.

BONITNÍ VÝŠKOVÉ KŘIVKY V RŮSTOVÝCH TABULKÁCH RŮZNÝCH AUTORŮ

Základní úlohou při konstrukci růstových tabulek je stanovení výškových bonitních křivek růstového oboru dané dřeviny. Proto byla této základní a primární úloze vždy věnována mimořádná pečlivost a je též nejlépe zpracována. Nejúplnější přehled o výškovém růstu hlavních dřevin ČSSR podává J. Halaj (1978). Doposud jsme se většinou opírali o cizí německé růstové tabulky, které plně neodpovídají našim růstovým poměrům.

Ve starších i dosud užívaných růstových tabulkách je výškový růstový obor rozdělen převážně na bonitní stupně pěti výškovými věkovými křivkami. Někteří autoři uvádějí i samostatné bonitní výškové vějíře pro různé intenzity výchovných zásahů (Gehrhardt 1928, Wiedemann 1936/42).

Před stanovením a hlavně rozdělením výškového růstového oboru smrku byla provedena analýza růstových tabulek, které nebyly ovšem konstruovány jednotnou metodikou. Průběh a tvar výškových bonitních křivek z empirického materiálu získaného převážně jednorázovým šetřením byl určován jednoduchou, pro praxi účelnou a ještě dnes užívanou proužkovou metodou. V novějších růstových tabulkách jsou rozdílné jen metody konstrukce růstových křivek, kde původní jednoduché grafické vyrovnání se nahradilo kombinovanými metodami graficko-matematickými, kdy tvar růstové křivky je definován některým typem růstové rovnice např. Korsuňovy (1935), Korfovy (1939), Michajlovovy (1949, 1952), Pettersonovy (1929) aj. Pro nové čs. růstové tabulky řeší Halaj (1971) na základě údajů z PVP a TVP vějíř 9 výškových bonitních křivek metodou graficko-matematickou. Graficky vyrovnané výškové křivky jsou defino-

vány Korfovou růstovou rovnicí. Na práci Halajovu navazuje Korf (1973), který konstruuje vějíř metodami matematicko-statistickými. Vychází ze střední křivky, která vyrovnává a charakterizuje bodové rozptylové pole výšek a pomocí statistických charakteristik (směrodatné odchyly, variačního koeficientu a hladiny významnosti $t_{0,05}$) je určena poloha a průběh horní i dolní obalové křivky. Takto je vymezen rozsah celého růstového oboru a obalové křivky limitují ve věkových intervalech střední výšky od nejhorších k nejlepším bonitám.

MATEMATICKY ODVOZENÉ CHARAKTERISTIKY VÝŠKOVÝCH BONITNÍCH KŘIVEK

Pro vyjádření závislosti výšky na věku byla využita, jak již bylo dříve uvedeno Korfova růstová rovnice (1), která se též v literatuře uvádí s označením parametrů $C_1 - C_3$ ve tvaru:

$$y = C_1 \exp \left(\frac{C_2}{1 - C_3} x^{1-C_3} \right), \quad (2)$$

kteřá nejen vyhovuje všem podmínkám z hlediska matematické formulace, ale také svou přizpůsobivostí nejlépe vystihuje empirické údaje. Parametry rovnice, doby kulminací přírůstů (běžného a průměrného) a jejich podíl (kritérium τ) dokonale popisují jak jednotlivé růstové křivky, tak i celé svazky — vějíř růstových křivek celého růstového oboru.

Jak bylo již dříve uvedeno, dosavadní růstové tabulky nebyly konstruovány jednotnou metodikou. Analýza a zkoumání výškových bonitních křivek smrku v růstových tabulkách různých autorů mohlo být úspěšně provedeno až poté, kdy bonitní výškové křivky byly vyjádřeny a charakterizovány jedním typem růstové rovnice, a to v našem případě Korfovou rovnicí (1).

Ve výpočetním ústavu VŠZ v Praze byly podle programu vypracovaného F. Burdou vypočteny parametry rovnice A, k, n výškových bonitních křivek smrku všech bonit z růstových tabulek Baurových (1879), Weissových (1908), Schwappachových (1902), Gehrhardtových (1923, 1928) a Wiedemannových (1942). Z tabulek Assmann — Franz (1963) jsou propočteny parametry střední porostní výšky příslušných výnosových úrovní bonitních stupňů 40, 30 a 20 stanovených podle horní výšky. Z parametrů k a n byly

dopočteny pořadnice inflexního bodu $t_1 = \sqrt[n-1]{\frac{k}{n}}$ — doba kulminace běžného přírůstu (3)

a pořadnice

$$t_2 = \sqrt[n-1]{k} — doba kulminace průměrného přírůstu. \quad (4)$$

Poměr pořadnic (dob kulminací přírůstů) určuje kritérium

$$\tau = \frac{t_2}{t_1} = \sqrt[n-1]{n}. \quad (5)$$

Pro hlubší poznání a dokonalejší popis jednotlivých křivek, jakož i vzájemné porovnání křivek i bonitních vějířů jsou doplněna kritéria o hodnotu střední výšky h v rozhodujících časových intervalech, tj. v době t_1 , kdy

$$h = A \exp \left(\frac{k}{1-n} t_1^{1-n} \right) \quad (6)$$

I. Charakteristiky bonitních výškových křivek smrku stanovené Korfovou růstovou rovnicí. — Characteristics of height-class curves for spruce determined by Korf's growth function

Autor	Bonitní výškové křivky	Parametry výškové křivky			Doba kulmina- ce přírůstů		Krité- rium t	Výška v době			Běžný roční přírůst v		
		A	k	n	běž. t_1	prům. t_2		t_1	t_2	t_{100}	t_1	t_2	t_{100}
								m			cm		
Baur (1877)	I	55,40	45,90	1,962	27	53	1,962	7,4	19,3	31,4	54	37	17
	II	56,60	30,70	1,826	30	63	2,073	6,0	16,9	24,7	37	27	17
	III	26,44	281,32	2,382	32	59	1,874	4,8	12,9	18,6	36	21	9
	IV	24,62	93,40	2,113	30	59	1,959	3,7	10,1	15,0	26	16	8
Weiss (1908)	střední výška: alpských pohoří nížin a středohoří obou pásem	59,5	8,73	1,593	18	39	2,167	4,0	11,0	22,7	36	28	13
		83,7	7,03	1,521	19	42	2,211	4,5	12,3	24,7	36	29	16
		72,2	7,47	1,545	18	40	2,222	4,2	11,5	23,7	36	29	14
Schwappach (1902)	I	57,5	27,2	1,877	21	43	2,049	6,8	18,4	33,3	60	42	16
	II	51,8	47,9	1,970	27	54	2,000	6,8	18,5	29,3	50	34	16
	III	51,9	48,8	1,930	32	54	2,031	6,5	17,7	25,1	39	27	17
	IV	53,4	39,6	1,849	37	76	2,054	6,1	16,4	21,0	30	22	17
	V	45,3	80,0	1,967	46	93	2,022	5,9	16,1	17,3	25	17	16
Gehrhardt (1923)	I	67,8	16,8	1,750	20	43	2,150	6,6	17,9	33,5	57	42	18
	II	63,7	17,1	1,736	22	47	2,136	6,0	16,3	29,2	47	35	17
	III	58,3	19,6	1,745	26	54	2,077	5,6	15,2	25,1	38	29	16
	IV	50,4	27,6	1,795	31	65	2,097	5,3	14,3	20,6	30	22	15
	V	37,2	80,4	1,996	41	82	2,000	5,0	13,6	16,4	24	17	13

pokračování tab. I

Autor	Bonitní výškové křivky		Parametry výškové křivky			Doba kulmina- ce přírůstů		Krité- rium <i>t</i>	Výška v době			Běžný roční přírůst v		
			<i>A</i>	<i>k</i>	<i>n</i>	běž. <i>t</i> ₁	prům. <i>t</i> ₂		<i>t</i> ₁	<i>t</i> ₂	<i>t</i> ₁₀₀	<i>t</i> ₁	<i>t</i> ₂	<i>t</i> ₁₀₀
Gehrhardt (1928) přírůstové hospodářství	I		88,8	10,7	1,644	19	40	2,105	6,9	18,8	37,6	62	47	21
	II		81,7	12,2	1,653	21	64	2,190	6,5	17,7	32,5	50	38	20
	III		73,5	16,5	1,693	27	57	2,111	6,4	17,4	27,5	32	30	9
Wiedemann (1942)	I		63,9	17,4	1,778	19	39	2,053	6,5	17,7	34,3	61	45	17
	II		59,7	25,0	1,825	24	50	2,083	6,5	17,8	30,3	50	36	17
	III		72,3	16,1	1,620	28	59	2,107	6,1	16,6	25,8	37	28	18
Assmann-Franz (1963)	hor. výška 40	výnos. úroveň												
		nízká	64,3	25,0	1,863	20	42	2,100	7,4	20,2	37,3	68	48	17,5
		střední	65,9	23,7	1,845	21	42	2,000	7,4	20,2	37,3	67	48	18,0
	30	horní	70,0	21,5	1,815	21	43	2,048	7,5	20,5	37,5	66	48	18,9
		nízká	50,7	33,7	1,894	25	51	2,040	6,1	16,6	27,4	46	32	15,0
		střední	51,9	31,0	1,871	25	52	2,080	6,1	16,5	27,3	45	32	15,3
	20	horní	53,1	28,6	1,849	25	52	2,080	6,0	16,3	27,0	44	32	15,5
		nízká	41,3	37,5	1,857	33	69	2,091	4,7	12,9	17,7	26	19	12,8
		střední	42,0	35,0	1,838	34	70	2,059	4,7	12,7	17,4	25	18	12,9
Halaj (1971)	výšková bonita	38	61,4	40,0	1,968	23	45	1,956	8,4	25,5	38,0	72	48	18
		26	34,9	137,0	2,281	25	47	1,880	5,9	16,1	26,0	53	34	10
		14	23,9	84,3	2,078	31	61	1,968	3,5	9,4	14,0	23	15	8
Korf (1972)	výšková bonita	38	93,9	6,21	1,548	13	28	2,222	5,9	15,1	38,0	69	54	19
		26	42,5	22,7	1,865	18	37	2,056	4,9	13,4	26,0	50	36	11
		14	16,0	1194	2,845	26	47	1,761	3,3	9,3	14,0	37	20	3

Obdobně jsou stanoveny střední výšky pro t_2 a ve 100 letech. Běžný přírůst je prvou derivací růstové funkce, pro t_1 :

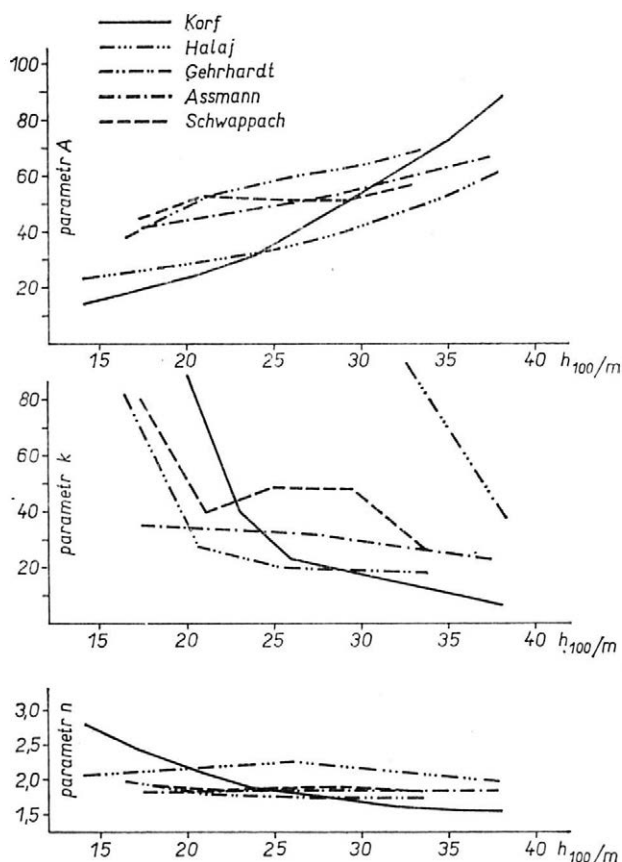
$$h' = A \exp \left(\frac{k}{1-n} t_1^{1-n} \cdot \frac{k}{t_1^n} \right). \quad (7)$$

Obdobně je stanoven běžný přírůst pro t_2 a t_{100} . Běžné přírůsty v uvedených intervalech charakterizují rozdíly růstových křivek zdánlivě totožných. Pro naše účely je důležité, že běžný přírůst lépe vystihuje pravidelnost rozdělení růstového oboru na bonitní stupně.

Přehled vypočítaných bonitních křivek pro analyzované růstové tabulky je uveden v tabulce I. V této tabulce jsou současně uvedeny parametry růstové rovnice, doby kulminace přírůstů a τ . Pro absolutní výškovou bonitu (AVB) 38, 26, 14 podle původního návrhu Halaje (1971) a Korfa (1972) byly dopočteny hodnoty výšek a ročních běžných přírůstů střední porostní výšky pro věk t_1 , t_2 a t_{100} .

Výškové bonitní křivky jednotlivých vějířů definované jedním typem růstové rovnice dávají možnost hlubšího poznání a přesného určení tvaru i polohy jednotlivých křivek v bonitním vějíři, které lze posuzovat jak podle parametrů rovnic, tak podle dob kulminací, výšek a běžných přírůstů v rozhodujících časových intervalech.

Závislost parametrů A , k , n na bonitních výškách ve 100 letech podle autorů bonitních vějířů je graficky znázorněna na obr. 1. Křivčarou jednotnou tendenci má průběh polygonů parametrů bonitního vějíře Korfova, Assmannova a Gehrhartova. Parametry středních porostních výšek pro střední výnosové úrovně bonitního systému Assmannova



1. Závislost parametrů Korfovy růstové rovnice na bonitních výškách ve 100 letech. — A relationship of the parameters of Korf's growth function and the height classes at the stand age of 100 years

mají průběh téměř lineární ve shodném smyslu jako parametry ostatních vějířů. Asymptotické hodnoty stoupají od nejhorší výškové bonity k nejlepší bonitě, poněvadž parametr A vyjadřuje limitní hodnotu, kdy $\lim_{t \rightarrow \infty} h = A$. Parametry k, n mají opačnou tendenci a od nejhorší k nejlepší bonitě klesají. U Schwappachova vějíře konstruovaného proužkovou metodou má nepravidelný průběh závislost parametrů růstové rovnice na výškách ve 100 letech.

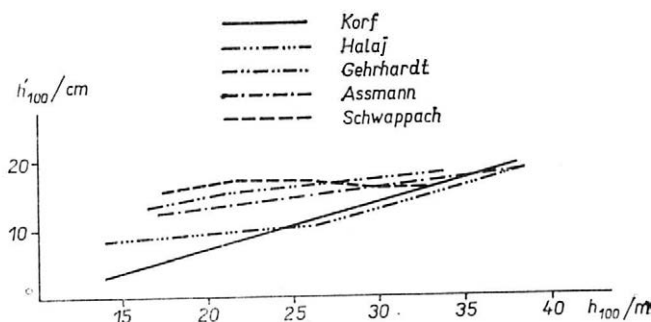
Věky kulminace běžného a průměrného ročního přírůstu jsou důležitými kritickými body výškových bonitních křivek. V tabulce I jsou uvedeny věky kulminace běžného a průměrného přírůstu smrku pro jednotlivé bonity vyhodnocených bonitních systémů uvedených autorů. Schwappachovy, Baurovy, Gehrhardtovy, Wiedemannovy a Assmann-Franzovy tabulky udávají všeobecně vyšší věk kulminace (t_1 a t_2) v porovnání s údaji odvozenými našimi autory na základě poloprovozních a trvalých výzkumných ploch v ČSSR.

Pravidelnost rozdělení růstového oboru na jednotlivé bonitní stupně lze nejlépe posoudit, kromě parametrů rovnic a dob kulminací, podle průběhu běžného přírůstu jednotlivých bonitních stupňů. Běžný přírůst stanovený prvou derivací funkce je ve všech časových intervalech vždy nejvyšší na nejlepší bonitě a postupně klesá k bonitě nejhorší.

Tato zákonitost je zachována u všech vyhodnocených výškových vějířů v období kulminace běžného i průměrného přírůstu. Ve 100 letech, tj. v dostatečném časovém odstupu od kulminace běžného přírůstu, probíhají křivky běžného přírůstu téměř paralelně s klesající tendencí, poněvadž $\lim_{t \rightarrow \infty} h' = 0$. Běžný přírůst ve 100 letech jednotlivých

bonitních výškových křivek vykazuje pravidelnost v odstupňování růstových křivek výškového vějíře a současně umožňuje hlouběji zkoumat charakter — tvar bonitních křivek ve vyšším věku. Na obr. 2 je znázorněn vztah běžného přírůstu k bonitním výškám pro t_{100} podle uvedených autorů. Závislost běžných přírůstů na výšce ve 100 letech je u bonitních vějířů výškových křivek konstruovaných matematicko-statistickými metodami (Gehrhardt, Assmann-Franz, Korf) lineární (obr. 2). Ostatní vějíře, konstruované kombinovanými metodami graficko-matematickými vykazují závislosti křivočaré. Běžný přírůst ve 100 letech u Schwappachových bonitních výškových křivek pro smrk je téměř pro všechny bonity stejný a výškové křivky mají v tomto věku přibližně stejný tvar — křivost (tabulka I a obr. 2).

2. Závislost běžného přírůstu ve 100 letech h'_{100} na bonitní výšce ve 100 letech h_{100} . — A relationship of the current increment at the stand age of 100 years h'_{100} and the height-class at the stand age of 100 years h_{100}



VYMEZENÍ RŮSTOVÉHO OBORU V I. A II. VĚKOVÉ TRÍDĚ

Výškový růst mladých stejnověkových smrkových porostů je zkoumán na podkladě výškových analýz v 25 porostech ve věku 30 až 40 roků. Základní údaje o růstu střední

porostní výšky jsou získány z porostů v růstových oblastech Středočeské pahorkatiny, Českomoravské vrchoviny a Šumavy. Zkusné plochy pro jednorázové šetření jsou rozloženy ve vegetačních lesních stupních od dubo-bukového do smrkového. Střední výška porostů na zkusných plochách byla stanovena na základě výškových analýz 4 vzorníků, reprezentujících střední kmen vyšetřovaných porostů.

Empirické údaje středních výšek v I. a II. věkové třídě tvoří zhuštěné bodové pole, které lze spolehlivě rozdělit jediné vhodnou a teoreticky zdůvoděnou aplikací matematicko-statistických metod. Sebepečlivější vyrovnání shluku bodů grafickou nebo kombinovanou graficko-matematickou metodou neurčuje přesný tvar křivek růstového oboru. Schwappach a jiní autoři, kteří vycházeli při řešení z různé kombinace grafických metod, nedosáhli přesného rozdělení růstového oboru na volené bonitní stupně a jednotlivé křivky vějíře nemají jednotný růstový charakter v celém vymezeném věkovém rozpětí. Rozdělení růstového oboru kombinovanou metodou proužkovou s analytickým definováním růstových křivek nedává uspokojivé rozdělení růstového oboru tak, aby parametry jednotlivých výškových křivek, doby kulminací a křivky běžných přírůstků určovaly jednotný charakter růstového vývoje celého výškového oboru.

Vymezení výškového růstového oboru je v této práci provedeno podle metodiky V. Korfa (1972, 1973), který vychází ze střední výškové křivky proložené růstovým oborem a křivek obalových. Rozdělení výškového oboru na jednotlivé AVB je odvozeno ze závislosti běžného ročního přírůstu a přírůstové intenzity hlavních křivek zkoumaného růstového oboru. Polygony jednotlivých porostních výšek v počátečních věkových inter-

II. Střední výškové křivky (1) proložené množinou bodů prvních a vyšších věkových tříd. — Mean height curves (1) joining the set of points of the first and higher age classes

Věk	Četnost	Věkové třídy		Četnost	Rozdíly
		I. a II.	III. – V.		
	Rod		Korf		
	m				
5	22	0,5	0,3	—	+0,2
10	22	2,6	1,0	—	+1,6
15	22	5,2	3,4	—	+1,8
20	22	7,7	6,4	—	+1,3
25	22	10,0	9,2	3	+0,8
30	21	12,2	11,8	12	+0,4
35	16	14,1	14,1	16	—
40	—	15,8	16,1	35	—0,3
50	—	18,8	19,4	49	—0,6
60	—	21,4	22,0	60	—0,6
70	—	23,5	24,0	42	—0,5
80	—	25,4	25,7	31	—0,3
90	—	27,1	27,1	13	—
100	—	28,5	28,2	8	+0,3

valech se často protínají. Výraznější diferenciace v porostních výškách nastává po 20. roce, kdy polygony výšek se postupně rozšiřují a vzájemně již neprotínají.

Podle programu stanoveného F. Burdou byla množinou bodů růstového oboru prvních věkových tříd proložena střední výšková křivka (1) s těmito parametry: $A = 63,66$; $k = 7,669$; $n = 1,601$. Základní střední křivka proložená souborem porostních výšek prvních věkových tříd je osou množinového pole, která spolehlivě charakterizuje množinu řešeného růstového oboru. Její průběh do 100 roků stanovený extrapolací se velmi dobře přimyká střední křivce (1) odvozené Korfem z empirických údajů vyšších věkových tříd. Číselné porovnání průběhu středních křivek je uvedeno v tabulce II. Střední křivky osy obou souborů prokazují shodný růstový charakter těchto souborů a jednorázové šetření v mladých porostech tak vhodně doplňuje dřívější řešení absolutních bonitních výšových křivek pro nové růstové tabulky provedené Halajem a Korfem, kteří vyhodnotili střední porostní výšky z PVP a TVP zastoupené s dostatečnou četností ve vyšších věkových třídách.

III. Statistické charakteristiky střední výšky souboru a souřadnice obalových polygonů. — Statistical characteristics of the mean height of the population and coordinates of envelope polygons

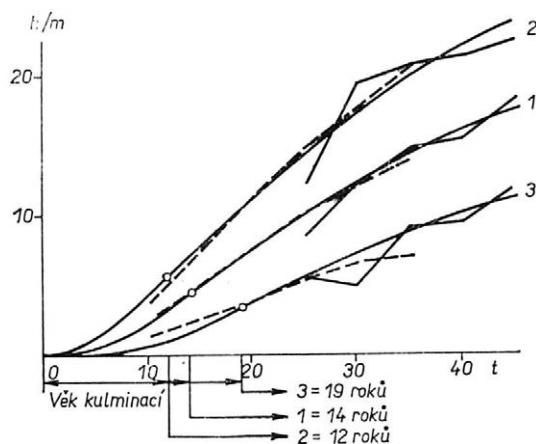
Věk. interval	Četnost	Střední výška h	Rozptyl s_h^2	Směr. odch. s_h	Var. koef. $s_h \%$	Horní obal. 2	Dolní obal. 3
		m				m	
10	22	2,51	0,330	0,575	22,5	3,75	1,36
15	22	5,01	1,358	1,165	23,3	7,43	2,59
20	22	7,72	3,131	1,769	22,9	11,38	4,05
25	22	10,19	5,160	2,272	22,3	14,90	5,48
30	21	12,17	6,852	2,618	21,5	17,61	6,72
35	16	13,95	10,406	3,226	23,1	20,79	7,11

IV. Parametry hlavních křivek výškového růstového oboru a jejich charakteristiky. — Parameters of the main curves of the height growth region and their characteristics

Hlavní křivky	Parametry hlavních křivek			Kulminace přirůstu		t	Výška v době			Roční běžný přírůst		
	A	k	n	běž. t_1	prům. t_2		t_1	t_2	t_{100}	t_1	t_2	t_{100}
							m			cm		
Horní obal. 2	119,62	4,783	1,480	12	26	2,262	5,5	14,9	40,2	70	57	21
Základní střední 1	63,03	8,203	1,616	14	30	2,175	4,6	12,4	28,9	53	41	14
Dolní obal. 3	24,65	48,197	2,063	19	38	1,975	3,5	9,6	17,6	38	25	6

Obalové křivky, které limitují střední porostní výšky od nejhorších k nejlepším růstovým podmínkám, byly současně řešeny ze základní střední výškové křivky růstového oboru. V jednotlivých věkových stupních od 10 do 35 roků byly vypočteny směrodatné odchylky s_h , rozptyl s_h^2 a variační koeficienty $s_h\%$ pro střední výšku uvažovaného věkového intervalu. Body obalových polygonů jsou stanoveny z průměrné střední výšky a příslušné směrodatné odchylky pro pětileté věkové intervaly při uvažované hranici významnosti $t_{0,05}$ (tabulka III).

Jednotný růstový charakter obou souborů daný jednak obalovými polygony, jednak shodným průběhem základních křivek — os (tabulka III) — obou souborů umožňuje vyrovnaní a proložení obalových křivek a střední křivky oběma soubory opět pomocí růstové funkce.



3. Návaznost polygonů hlavních křivek růstových oborů a vyrovnané křivky s inflexními body. — A succession of polygons of the main curves of the growth regions and the smoothed curves with points of inflection

Parametry střední a obalových křivek, jakož i další důležité charakteristiky, tj. kulminace běžného a průměrného ročního přírůstu, kritérium τ , výšky v době kulminace a ve 100leté věkové hladině a příslušné roční běžné přírůsty v rozhodujících časových obdobích uvádí tabulka IV, průběh křivek je znázorněn na obr. 3 a vyrovnané hodnoty uvádí tabulka V.

ROZDĚLENÍ VYMEZENÉHO RŮSTOVÉHO OBORU NA ABSOLUTNÍ VÝŠKOVÉ BONITY (AVB)

Hlavní křivky souboru (1), (2), (3) definované parametry A, k, n (tabulka IV) Korfovy růstové rovnice, slouží jako podklad rozdělení výškového růstového oboru na AVB. Obalové křivky (2), (3) limitují ve věkových intervalech střední porostní výšky od nejhorších k nejlepším stanovištním podmínkám. Ve 100 letech vymezují výškové rozpětí 22,6 m v intervalu $< 17,6; 40,2 \text{ m} >$ (tabulka V). Interpolace vymezeného růstového oboru na AVB je věcí dohody. Halaj (1971, 1973) i Korf (1972) ve svých pracích rozdělili růstový obor pro smrk na 9 AVB. Interval mezi bonitami ve 100 letech volili 3 m od 14, 17, 20, ..., 38 m.

Na základě teoretického rozboru růstové rovnice V. Korfa (1939) je rozdělen růstový obor na výškové bonitní křivky ze závislosti běžného ročního přírůstu, jako veličiny primární, a přírůstové intenzity, jako veličiny odvozené z běžného přírůstu a výšky samotné.

Dříve uvedený rozbor růstových tabulek prokázal lineární závislost běžného přírůstu k výškám pro t_{100} u těch bonitních vějířů, které mají pravidelné rozdělení růstového oboru

V. Vyrovnané hodnoty hlavních křivek výškového růstového oboru a jejich první derivace. — Smoothed values of the main curves of the height growth region and their first derivatives

Věk	Hodnoty růstové funkce			Hodnoty prvních derivací		
	2	1	3	2	1	3
	m			cm		
5	1,2	0,5	—	53	27	—
10	4,4	2,5	0,5	70	50	20
15	7,9	5,1	1,9	69	53	35
20	11,3	7,7	3,8	64	50	38
25	14,3	10,1	5,6	58	46	35
30	17,1	12,3	7,3	53	41	31
35	19,7	14,2	8,8	49	37	28
40	22,0	16,0	10,0	45	34	24
50	26,1	19,1	12,1	38	28	18
60	29,7	21,7	13,8	33	24	14
70	32,8	23,9	15,0	29	20	11
80	35,5	25,8	16,0	26	18	9
90	38,0	27,4	16,9	23	16	8
100	40,2	28,9	17,6	21	14	6
110	42,2	30,2	18,1	19	12	5
120	44,1	31,4	18,6	18	11	5

na výškové bonitní stupně (Assmann, Korf a též i Gehrhardt) — obr. 2. Výškový růstový obor je proto rozdělen na základě běžného přírůstu hlavních křivek (1, 2, 3) ve 100 letech h'_{100} (obr. 4) a rovnice

$$h'_{100} = 0,00633h_{100} - 0,0466 \quad (8)$$

stanoví běžný roční přírůst pro indexované výšky, a tím je určena i jejich přírůstová intenzita α .

Růstová rovnice psaná ve zjednodušeném tvaru

$$h = Ae^{\varphi(t)}, \text{ kde } \varphi(t) = \frac{k}{1-n} t^{1-n} \quad (9)$$

$$\text{a její prvá derivace } h' = Ae^{\varphi(t)} \cdot \varphi'(t) \quad (10)$$

vyjadřuje též přírůstovou intenzitu

$$\alpha = \frac{h'}{h} \quad (11)$$

Řešíme-li rovnici přírůstové intenzity (11) pomocí rovnic (9) a (10) potom

$$\alpha = \varphi'(t) = \frac{k}{t^n} \quad (12)$$

Parametr n rovnice (12) pro indexované výšky ve 100 letech h_{100} byl odvozen ze závislosti parametrů n hlavních křivek (1), (2), (3) růstového oboru (obr. 4):

$$n = 6,567 h_{100}^{-0,408} \quad (13)$$

Oba další parametry růstové rovnice, asymptotickou hodnotu A a parametr k pro volené indexované výškové křivky růstového oboru a extrapolovanou AVB 14, lze již snadno odvodit ze základního tvaru růstové rovnice (6) a přírůstové intenzity (12).

V uváděném příkladě jsou odvozeny parametry k a A při uvažované věkové hladině 100 roků, takže:

$$k = a_{100} \cdot 100^n, \quad (14)$$

$$A = \frac{h_{100}}{e^{\varphi_{100}}}; \quad \varphi_{100} = \frac{k}{1-n} \cdot 100^{1-n}. \quad (15)$$

Parametry růstových rovnic a další charakteristiky (kulminace přírůstů, τ , běžný roční přírůst) pro jednotlivé AVB růstového oboru uvádí tabulka VI.

VI. Parametry růstových funkcí a další charakteristiky absolutní výškové bonity. — Parameters of the growth functions and further characteristics of the absolute height-class

Absolutní výšková bonita	Parametry křivek			Kulminace přirůstu		t	Výška v době			Běžný roční přirůst		
	A	k	n	běž. t_1	prům. t_2		t_1	t_2	t_{100}	t_1	t_2	t_{100}
							m			cm		
14	17,9	89,21	2,237	20	38	1,917	2,9	8,0	14,0	33	21	4
17	23,8	48,71	2,066	19	38	1,975	3,4	9,3	17,0	37	24	6
20	30,7	29,47	1,934	18	37	2,027	3,9	10,5	20,0	40	28	8
23	38,7	19,34	1,826	17	36	2,073	4,2	11,5	23,0	45	32	10
26	48,1	13,54	1,737	16	34	2,115	4,6	12,4	26,0	49	36	12
29	59,2	9,93	1,662	15	32	2,155	4,8	13,1	29,0	54	41	14
32	72,5	7,59	1,596	14	30	2,192	5,0	13,6	32,0	58	45	16
35	88,5	5,98	1,539	12	28	2,225	5,1	13,8	35,0	63	50	18
38	107,4	4,91	1,491	11	25	2,257	5,2	14,0	38,0	68	55	19

ODVOZENÍ ROVNICE PRO KONSTRUKCI BONITNÍHO VĚJÍŘE

Rozbor výškového růstu smrku v růstových tabulkách uvedených autorů, a to zejména odvozená závislost běžného přírůstu a přírůstové intenzity, jakož i vztah para-

metrů Korfovy růstové funkce (6), umožňuje současně vyjádřit závislost bonitní výšky na věku a bonitě. Označíme-li obecně v rovnici (8) parametry a, b , potom pro volenou bonitní výšku B je lineární závislost běžného přírůstu B hlavních křivek souboru dána rovnicí:

$$B' = a + bB. \quad (16)$$

Závislost parametru n na bonitní výšce je dána mocninovou rovnicí (13) s obecně označenými parametry c, d :

$$n = cB^d. \quad (17)$$

Z rovnice (12) pro přírůstovou intenzitu α s parametry růstové rovnice obdržíme parametr k :

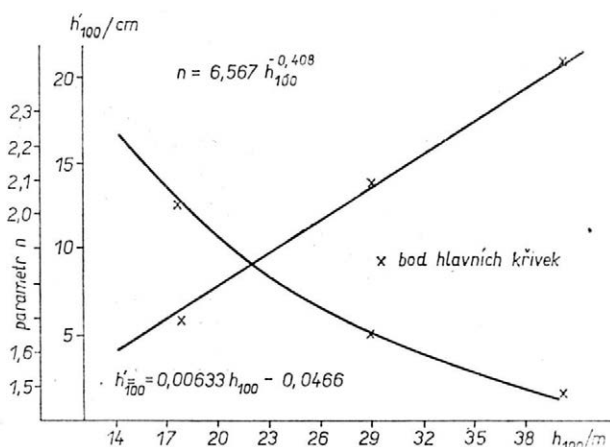
$$k = \alpha \cdot t^n. \quad (18)$$

Přírůstová intenzita pro bonitní výšku v uvažované věkové hladině (u)

$$\alpha(u) = \frac{B'}{B} = \frac{a + bB}{B} \quad (19)$$

$$\text{a parametr } k = \frac{a + bB}{B} \cdot u^{cB^d}. \quad (20)$$

4. Závislost běžného ročního přírůstu h'_{100} a parametru n na bonitních výškách h_{100} . — A relationship of the current annual increment h'_{100} and parameter n and the height-classes h_{100}



Rovnice parametru A pro bonitní výškovou křivku odvodíme z rovnice (9). V našem případě

$$\varphi(u) = \frac{a + bB}{B} \cdot u^{cB^d} \cdot u^{1-cB^d} \quad (21)$$

$$\text{po úpravě } \varphi(u) = \frac{(a + bB)u}{(1 - cB^d)B}. \quad (22)$$

Parametr A pro bonitní výškové křivky je odvozen z rovnice (9):

$$A = \frac{B}{e^{q(u)}}. \quad (23)$$

Střední porostní výška je funkcí dvou proměnných, a to věku a bonity

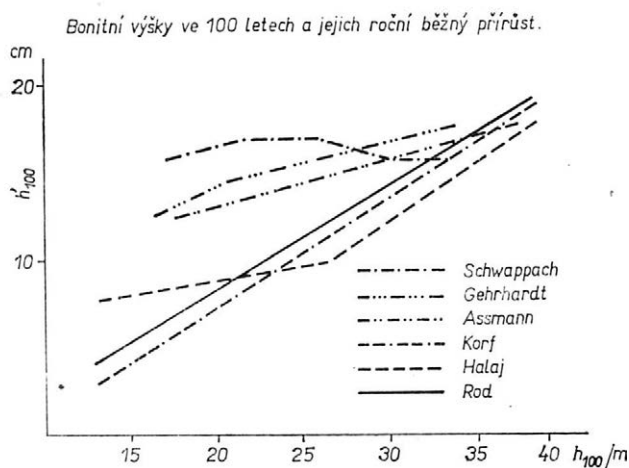
$$h = f(t, B). \quad (24)$$

Funkční vztah (24) určují parametry a, b lineární rovnice (16); mocninovou rovnici (17) s parametry c, d se vyjadřuje závislost parametru n na výškách v době u . Pomocí přírůstové intenzity (19) a parametru a, b, c, d odvodíme parametr k (20) a dalším řešením je určen i třetí parametr A rovnici (23) Korfovy růstové funkce, takže výška

$$h = \frac{B}{\exp \frac{(a + bB)u}{(1 - cB^d)B}} \exp \left(\frac{(a + bB)u^{cB^d}}{(1 - cB^d)B} \cdot t^{1 - cB^d} \right). \quad (25)$$

Přírůstovou intenzitu určují parametry a, b, c, d rovnic (16) a (17). Po úpravě

$$a = \frac{a + bB}{B} \left(\frac{u}{t} \right)^{cB^d}. \quad (26)$$



5. Vztah běžného přírůstu h'_{100} na bonitních výškách h_{100} podle autorů bonitních vějířů. — A relationship of the current increment h'_{100} and the height-classes h_{100} according to different authors of the pencils of height-class curves

Uvedená metoda na konstrukci bonitního vějíře růstového oboru vymezeného hlavními křivkami (1), (2), (3) definovanými Korfovou růstovou rovnicí využívá vztahů běžného přírůstu a parametru n hlavních křivek růstového oboru. Tím je umožněno bez aproximace odvodit rovnici pro výšku v závislosti na věku a bonitě. Výškové křivky bonitního vějíře jsou odvozeny z interpolace běžného přírůstu v uvažované věkové hladině. Rovnice (25) zajišťuje, že výšková bonitní křivka prochází pevným bodem, věky kulminací běžného i průměrného ročního přírůstu se zvyšují s klesající bonitou, křivky běžného přírůstu se neprotínají a v dostatečném časovém odstupu po kulminaci mají identický průběh s klesající tendencí a bonitní křivky vějíře si zachovávají paralelní průběh.

Konstrukce výškového bonitního vějíře je provedena na výškovém růstu stejnověkých smrkových porostů I. a II. věkové třídy. Základní údaje o výškovém růstu mladých porostů byly získány z výškových analýz 96 středních kmenů v 25 porostech růstových oblastí Středočeské pahorkatiny, Českomoravské vrchoviny a Šumavy.

Vlastní šetření o výškovém růstu navazuje na práce J. Halaje, J. Řeháka a V. Korfa. Z hlediska teoretického se vychází ze studií V. Korfa (1939, 1967, 1971, 1973) o zákonitosti růstu lesních dřevin, zejména z odvozené růstové funkce (1). Před vyhodnocením empirických údajů byly uvedené rovnici vyhodnoceny bonitní výškové křivky smrku růstových tabulek Baura, Schwappacha, Weisseho, Gehrhardta, Wiedemanna, Assmanna-Franze. Pro výškové křivky bonitních vějířů uvedených autorů jsou vypočteny tyto charakteristiky: parametry rovnic A , k , n , kulminace přírůstu běžného a průměrného t_1 , t_2 , kritérium τ , střední porostní výška a roční běžný přírůst v důležitých časových intervalech t_1 , t_2 a t_{100} . Uvedené charakteristiky výškových křivek navrhovaného vějíře Halajova (1971) a Korfova (1972) jsou převzaty pro celkové hodnocení z prací autorů.

Výškové bonitní křivky vyhodnocených bonitních systémů definované jedním typem růstové rovnice umožňují porovnávat nejen bonitní vějíře jednotlivých autorů, ale též i tvar a polohu bonitních výšek ve výškovém vějíři. Pravidelnost rozdělení růstového oboru na bonitní stupně lze posoudit jak z parametrů růstové rovnice a dob kulminací přírůstů, tak i z interpolace běžného přírůstu. Bonitní výškové vějíře konstruované matematicko-statistickými metodami (Gehrhardt, Assmann-Franz, Korf) vykazují lineární závislost mezi ročním běžným přírůstem a výškou ve věku 100 roků. Běžný přírůst Schwappachova bonitního vějíře je ve 100 letech téměř shodný u všech pěti výškových křivek.

Souborem porostních výšek prvních věkových tříd je proložena střední výšková křivka (1), která je „osou“ souboru a spolehlivě charakterizuje řešený růstový obor. Matematicky vyšetřený průběh do 100 roků se velmi dobře přimyká střední výškové křivce (1) odvozené V. Korfem (1973) z empirických údajů vyšších věkových tříd. V 5letých věkových intervalech od 10 do 35 roků byly vypočteny směrodatné odchylky, rozptyl a variační koeficient. Body obalových polygonů jsou stanoveny ze základní střední výšky (1) a příslušné směrodatné odchylky při hranici významnosti $t_{0,05}$. Tyto polygony byly vyrovnány růstovou funkcí, a tím získány obalové křivky. Hlavní křivky (1), (2), (3) definované parametry A , k , n Korfovy růstové rovnice slouží za základ k rozdělení růstového oboru. Obalové křivky (2), (3) vymezují ve 100 letech výškové rozpětí od 17,6 do 40,2 m. Běžné přírůsty hlavních křivek souboru ve věku 100 roků jsou lineárně závislé na výškách v této věkové hladině. Běžný přírůst h' pro indexované bonitní výšky h v uvažované věkové hladině určuje současně přírůstovou intenzitu (11) a (12) růstové funkce (1).

Bonitní výšky vějíře jsou funkcí dvou proměnných, věku a bonity. Funkční vztah (24) určují parametry a , b lineární rovnice (16); mocninovou rovnici (17) s parametry c , d se vyjadřuje závislost parametru n na výškách v době u . Výšku bonitního vějíře určují 4 parametry rovnice (25) a přírůstová intenzita je dána rovnicí (26).

Rovnice pro konstrukci bonitního vějíře (25) růstového oboru vymezeného hlavními křivkami definovanými Korfovou růstovou funkcí využívá vztahů běžného přírůstu a parametrů n hlavních křivek růstového oboru. Tím je umožněno bez aproximace odvodit i další dva parametry A , k rovnic pro výšku v závislosti na věku a bonitě.

Literatura

1. ASSMANN, E. — FRANZ, F.: Vorläufige Fichten-Ertragstafeln für Bauern. München, 1963
2. BAUR, F.: Die Fichte in bezug auf Ertrag, Zuwachs und Form. Berlin, 1877
3. GEHARDT, E.: Ertragstafeln für Eiche, Buche, Tanne, Fichte und Kiefer. Berlin, 1923
4. HALAJ, J.: Prieskum výškovej vzrastavosti drevín na Slovensku a návrh stupnic výškových bonít. Lesnícký časopis 1959, č. 3/4, s. 173-204
5. HALAJ, J.: Výskum základných zákonitostí rastu a produkcie porastov. Závěrečná zpráva VÚLH Zvolen, 1971
6. HALAJ, J.: Výškový rast smrekových porastov ČSSR. Lesnictví 19, 1973, č. 1, s. 17-36
7. HALAJ, J.: Středná a horná výška smrekových porastov ČSSR. Lesn. čas. 1973, s. 129-145
8. HALAJ, J.: Výškový rast a štruktúra porastov. Veda, Bratislava, 1978, s. 284
9. KORF, V.: Příspěvek k matematické definici vzrůstového zákona hmot lesních porostů. Lesnická práce 18, 1939, s. 339-379
10. KORF, V.: Růst stejnověkých porostů a Backmanova růstová teorie. Les. čas. 13, 1967, s. 855-872
11. KORF, V.: Růstová funkce, její diferenciální rovnice a výpočet parametrů na samočinném počítači. Závěrečná zpráva, VLÚ Kostelec n. Č. l., 1969
12. KORF, V.: Odvození celkové hmotové produkce lesních porostů. Lesnictví, 1971, s. 903-922
13. KORF, V.: Vymezení růstového výškového oboru pro smrkové porosty a jejich výšková bonitace. Závěrečná zpráva, VLÚ Kostelec n. Č. l., 1972
14. KORF, V.: Vymezení výškového růstového oboru pro smrkové růstové tabulky. Lesnictví, 1973, s. 855-868
15. POLENO, Z.: Výškový růst a přírůst smrku. Závěrečná zpráva VLÚ Kostelec n. Č. l., 1975, 95 s.
16. ŘEHÁK, J.: Příspěvek k metodice konstrukce vzrůstových tabulek na podkladě komplexního řešení růstového procesu stejnověkého nesmíšeného porostu (smrku). VÚLHM Zbraslav - Strnadý, 1966, rukopis 315 s.
17. STONE, B.: Statistické metody v lesnictví. Praha, 1963, 240 s.
18. SCHWAPPACH, A.: Ertragstafeln der wichtigen Holzarten, 1929
19. ŠMELKO, Š.: Statistické metody v lesnictví. Skripta VŠLD, 1963, 229 s.
20. WEISS, J.: Allgemeine Waldbestandstafeln für Eiche, Buche, Tanne, Fichte, Lärche, Weiß- und Schwarzföhre, 3. vyd., Wien und Leipzig
21. WIEDEMANN, E.: Ertragstafeln für Buche (1931), Fichte (1936), Douglasie (1937). 1938, Hannover

ПОД, Й. (Vědecký lesnický ústav VŠZ, Kostelec nad Černými lesy). Проект конструкции бонитировочных кривых высоты. Lesnictví, 25, 1979 (10): 911-930.

В работе рассматриваются два вопроса: рост в высоту одновозрастных еловых насаждений I и II классов возраста; построение высотного бонитетного веера. Основные данные о росте в высоту молодых насаждений получены на основе анализов высоты у 96 средних стволов в 25 насаждениях в Среднечешском холмогорьи, Чешскоморавской верховине и на Шумаवे. Обследования сопряжены с работой Й. Галая, Й. Ржегака и В. Корфа. В теоретическом отношении исходным пунктом послужили работы В. Корфа (1939, 1967, 1971, 1973) о закономерности роста лесных пород, главное, из выведенной функции роста (I). Оценке эмпирических данных предшествовало определение бонитетных кривых высоты с помощью приведенного уравнения у ели по таблицам роста Баура, Шваппаха, Вайсса, Герхардта, Видеманна, Ассманна-Франца.

Бонитетные кривые высоты бонитировочных систем, дефинированные одним типом уравнения роста, позволяют не только сравнивать бонитетные вееры авторов, но также форму и расположение высот в веере высоты. Равномерность распределения ростовой области на бонитетной ступени можно определить, помимо параметров уравнения роста и сроков кульминационных приростов, также на интерполяции текущего прироста. Бонитетные вееры высоты, построенные с помощью математическо-статистических методов (Гергардт, Ассманн-Франц, Корф), показывают линейную зависимость между годовым текущим приростом и высотой в возрасте 100 лет.

Совокупностью ростовых высот первых классов возраста проложена средняя кривая высоты (I), являющаяся осью совокупности и надежно характеризующая ростовую область.

Выведенный в математическом порядке ход до 100 лет хорошо примыкает к средней кривой высоты (1), выведенной В. Корфом (1973) на основе эмпирических данных высших классов возраста. В 5-летние интервалы, от 10 до 35 лет, вычислены стандартные отклонения, дисперсия и коэффициент изменчивости. Точки огибающих полигонов определяются из основной средней высоты (1) и соответствующего стандартного отклонения при пределе значимости $t_{0.05}$. Эти полигоны выравнены с помощью ростовой функции, что позволило получить огибающие кривые. Главные кривые — (1), (2), (3), дефинированные параметрами A , k , n , по уравнению роста Корфа, — служат основой распределения области роста. Огибающие кривые — (2), (3) — отграничивают в возрасте 100 лет диапазон высоты 22,6 м от 17,6 до 40,2 м. Текущие приросты главных кривых совокупности в возрасте 100 лет находятся в линейной зависимости от высот на данном уровне возраста. Интерполированный текущий прирост h' для индексированных бонитетных высот в этом возрасте обуславливает в то же время интенсивность приростов α .

Бонитетные высоты веера являются функцией двух переменных, возраста и бонитета. Функциональное отношение (24) обуславливают параметры a , b линейного уравнения (16); степенное же уравнение (17) и параметры c , d выражают зависимость параметра n от высот в период u . Высоту бонитетного веера обуславливают 4 параметра уравнения (25), а интенсивность приростов — уравнение (26).

В уравнении для построения бонитетного веера (25) в области роста, ограниченной главными кривыми (дефинирование ростовой функцией Корфа), используется отношение между текущим приростом и параметрами n главных кривых ростовой области. Это позволяет вывести и без аппроксимации другие два параметра A , k уравнений по высоте в зависимости от возраста и бонитета.

таблицы роста; бонитетные кривые высоты; ель

ROD, J. (Vědecký lesnický ústav VŠZ, Kostelec nad Černými lesy). *A Proposal of Constructing the Height-class Curves*. Lesnictví, 25, 1979 (10): 911-930.

Two problems are being solved in the present paper: height growth of age-class I and II coeval spruce stands and the construction of a pencil of the height-class curves. Fundamental data on the height growth of young stands were obtained from height analyses of 96 mean stems in 25 forest stands of the vegetation areas of the Central Bohemian Hills, Czech-Moravian Uplands and the Sumava Mts. Our investigations of the height growth follow up with those performed by J. Halaj, J. Řehák and V. Korf. Theoretical findings are based on the studies by V. Korf (1939, 1967, 1971, 1973) of the regularities of forest tree species growth, first of all on derived growth function (1). Before the empirical data were assessed, the mentioned equation was used to define the height-class curves for spruce of the yield tables by Baur, Schwappach, Weisse, Gehrhardt, Wiedemann, Assmann-Franz.

The height-class curves of the assessed height-class systems defined by one type of growth equation make it possible to compare not only the curve pencils of different authors, but also the shape and position of height-class curves in the pencil. Interpolation of the current increment, besides the parameters of the growth equation and the maximums of the increments, can also help to evaluate the regularity of division of the growth region into grades of locality class.

The pencils of height-class curves constructed by mathematico-statistical methods (Gehrhardt, Assmann-Franz, Korf) show a linear dependence between the annual current increment and the height at the stand age of 100 years.

Mean height curve (1) lies in the population of stand heights of the first age classes, and divides the population into two symmetrical portions and characterizes confidently the given growth region. A mathematically derived course up to 100 years of stand age approximates mean height curve (1) derived by V. Korf (1973) from empirical data of higher age classes. Standard deviations, variance and coefficient of variance were calculated for five-year intervals from 10 to 35 years. Points of the envelope polygons were determined from the basal mean height (1) and respective standard deviation at a significance level $t_{0.05}$. These polygons were smoothed by the growth function, to construct the envelope curves. Main curves (1), (2), (3) defined by parameters A , k , n of Korf's growth function make a basis for dividing the growth region. Envelope curves (2), (3) define at the stand age of 100 years a height range of 22.6 m (from 17.6 to 40.2 m). Current increments of the main curves of the 100-year population depend linearly on heights at this

age class. Interpolated current increment h' for the indexed heights at the given age class simultaneously represents the growth rate α .

The height-class curves of the pencil are a function of two variables, age and height-class. Functional relationship (24) is given by the parameters a, b of linear equation (16); exponential equation (17) and parameters c, d express a dependence of the parameter n on the height v at the time u . The height-class curve is given by the four parameters of equation (25), and the growth intensity is given by equation (26).

The equation for the construction of the pencil of height-class curves (25) of the growth region defined by the main curves inferred from Korf's growth function is based on a relationship of the current increment and parameters of the main curves of the growth region. Further two parameters A, k of the equations for the height in dependence on the stand age and height class may be derived without approximation.

yield tables; height-class curves; spruce

ROD, J. (Vědecký lesnický ústav VŠZ, Kostelec nad Černými lesy). *Entwurf einer Konstruktion von Bonitätshöhenkurven*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 911-930.

In der Arbeit werden zwei Fragen gelöst, und zwar das Höhenwachstum gleichaltriger Fichtenbestände der I. und II. Altersklasse und die Konstruktion des Höhenbonitätsfächers. Die Grundangaben über Höhenwachstum junger Bestände wurden aus Höhenanalysen von 96 Mittelstämmen in 25 Beständen der Wuchsgebiete des Mittelböhmischen Hügellandes, der Böhmischem-Mährischen Höhen und des Böhmerwaldes gewonnen. Eigene Ermittlungen des Höhenwachstums knüpfen an die Arbeiten von J. Halaj, J. Řehák und V. Korf an. Vom theoretischen Standpunkt aus wird von den Studien von V. Korf (1939, 1967, 1971, 1973) über die Gesetzmäßigkeiten des Wachstums von Hauptholzarten ausgegangen, namentlich aus der abgeleiteten Wachstumsfunktion (1). Vor der Auswertung der empirischen Daten wurden mit Hilfe der angeführten Gleichung Bonitätshöhenkurven der Fichte der Ertragstafeln von Baur, Schwappach, Weisse, Gehrhardt, Wiedemann, Assmann-Franz definiert.

Die Höhenbonitätskurven der ausgewerteten Bonitätssysteme, die durch einen Typ von Wachstumsgleichung definiert sind, ermöglichen nicht nur einen Vergleich der Bonitätsfächer einzelner Autoren, sondern auch der Form und der Lage von Bonitätshöhen im Höhenfächer. Die Regelmäßigkeit der Verteilung des Wachstumsbereiches in Bonitätsstufen kann außer der Parameter der Wachstumsgleichung und der Zeitpunkte der Zuwachskulminationen auch an der Interpolation des laufenden Zuwachses beurteilt werden. Die Bonitätshöhenfächer, die durch mathematisch-statistische Methoden konstruiert wurden (Gehrhardt, Assmann-Franz, Korf) weisen lineare Abhängigkeit zwischen dem laufenden Jahreszuwachs und der Höhe im Alter von 100 Jahren auf.

Durch die Gesamtheit der Bestandeshöhen der ersten Altersklassen wurde die mittlere Höhenkurve (1) gezogen, die die Achse der Gesamtheit darstellt und den gelösten Wuchsbereich auf verlässliche Weise charakterisiert. Der mathematisch abgeleitete Verlauf bis 100 Jahre schließt sich der mittleren Höhenkurve (1), die durch V. Korf (1973) aus empirischen Angaben höherer Altersklassen abgeleitet wurde, sehr gut an. In fünfjährigen Altersintervallen von 10 bis 35 Jahren wurden Standardabweichungen, Streuung und Variationskoeffizienten errechnet. Die Punkte der Umhüllungspolygone wurden aus der Grundmittelhöhe (1) und der entsprechenden Standardabweichung bei der Signifikanzgrenze $t_{0,05}$ festgesetzt. Diese Polygone wurden durch die Wachstumsfunktion ausgeglichen und dadurch Umhüllungskurven gewonnen. Die Hauptkurven (1), (2), (3), die durch die Parameter A, k, n der Wachstumsgleichung von Korf definiert sind, dienen als Basis zur Einteilung des Wachstumsbereiches. Die Umhüllungskurven (2), (3) zeigen in 100 Jahren eine Höhenspanne von 22,6 m von 17,6 bis 40,2 m. Die laufenden Zuwächse der Hauptkurven der Gesamtheit im Alter von 100 Jahren sind von den Höhen in diesem Altersniveau linear abhängig. Der interpolierte laufende Zuwachs h' für indexierte Bonitätshöhen in dem genannten Altersniveau bestimmt zugleich die Zuwachsintensität α .

Die Bonitätshöhen des Fächers stellen Funktionen von zwei Variablen dar, und zwar des Alters und der Bonität. Die Funktionsbeziehung (24) wird durch die Parameter a, b der linearen Gleichung (16) bestimmt; durch die Exponentialgleichung (17) und durch Parameter c, d wird die Abhängigkeit des Parameters n von

den Höhen v in der Zeit u ausgedrückt. Die Höhe des Bonitätsfächers wird durch die 4 Parameter der Gleichung (25) bestimmt und die Zuwachintensität wird durch die Gleichung (26) gegeben.

Die Gleichung für die Konstruktion des Bonitätsfächers (25) des Wachstumsbereiches, der durch die Hauptkurven bestimmt wird, die ihrerseits durch die Wachstumsfunktion von Korf definiert sind, nützt die Beziehungen des laufenden Zuwachses und der Parameter n der Hauptkurven des Wachstumsbereiches aus. Dadurch wird es möglich sein, auch ohne Approximation auch weitere zwei Parameter A , k der Gleichungen für die Höhe in Abhängigkeit von Alter und Bonität abzuleiten.

Ertragstafeln; Bonitätshöhenkurven; Fichte

ROD, J. (Vědecký lesnický ústav VŠZ, Kostelec nad Černými lesy). *Le projet de construction des courbes des hauteurs en fonction de leurs classes de qualité*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 911-930.

Dans le travail on cherche la solution de deux questions, à savoir de la croissance en hauteur des peuplements d'épicéa des classes d'âge I et II et de la construction de l'éventail des hauteurs selon leur qualité. Les données principales sur la croissance en hauteur des jeunes peuplements ont été obtenues à partir de l'analyse des hauteurs de 96 tiges moyennes dans 25 peuplements des régions de croissance de terrain accidenté de la Bohême centrale, de Plateau tchéco-morave et de Šumava. La recherche propre sur la croissance en hauteur s'articule sur les travaux de J. Halaj, J. Řehák et V. Korf. Du point de vue théorique on s'inspire des études de V. Korf (1939, 1967, 1971, 1973) sur l'uniformité de la croissance des essences forestières, notamment de la fonction de croissance déduite (1). Avant l'estimation des données empiriques on a défini, à l'aide de l'équation mentionnée, les courbes des hauteurs qualitatives de l'épicéa des tables de production de Baur, Schwappach, Weisse, Gehrhardt, Wiedemann et d'Assmann-Franz.

Les courbes qualitatives des hauteurs des systèmes qualitatifs, évalués, définies par un type d'équation de croissance, permettent non seulement de comparer les éventails qualitatifs des auteurs individuels, mais aussi la forme et la position des hauteurs qualitatives dans l'éventail des hauteurs. La régularité de la division de la région de croissance en degrés de qualité peut-être estimée, outre les paramètres de l'équation de croissance et les époques de culmination des accroissements, également par interpolation de l'accroissement courant. Les éventails qualitatifs des hauteurs, construits en appliquant les méthodes mathématico-statistiques (Gehrhardt, Assmann, Franz, Korf) accusent une corrélation linéaire entre l'accroissement annuel courant et la hauteur à l'âge de 100 ans.

Dans l'ensemble des hauteurs de peuplement des premières classes d'âge est située la courbe moyenne des hauteurs (1) qui constitue l'axe de l'ensemble et caractérise précisément la région de croissance soumise à la solution. Le déroulement mathématiquement déduit jusqu'à 100 ans s'attache très bien à la courbe moyenne des hauteurs (1) déduite par V. Korf (1973) à partir des données empiriques des classes d'âge supérieures. Dans les intervalles d'âge de cinq ans, depuis 10 à 35 ans, on a calculé les écarts-types, la variance et le coefficient de variation. Les points des polygones d'enveloppement sont déterminés à partir de la hauteur moyenne principale (1) et de l'écart-type respectif à la limite de signification $t_{0,05}$. Les polygones en question ont été compensés par la fonction de croissance, obtenant de ce fait les courbes d'enveloppement. Les courbes principales (1), (2), (3), définies par les paramètres A , k , n , de l'équation de croissance de Korf servent comme base à la division de la région de croissance. Les courbes d'enveloppement (2), (3) délimitent à l'âge de 100 ans l'écartement entre les hauteurs de 22,6 m, depuis 17,6 à 40,2 m. Les accroissements courants des courbes principales de l'ensemble à l'âge de 100 ans dépendent d'une façon linéaire des hauteurs existant à ce niveau d'âge. L'accroissement courant h' , interpolé pour les hauteurs qualitatives indexées au niveau d'âge envisagé, détermine simultanément l'intensité d'accroissement.

Les hauteurs qualitatives de l'éventail sont la fonction de deux variables, de l'âge et de la qualité. Le rapport fonctionnel (24) est déterminé par les paramètres a , b de l'équation linéaire (16); c'est par l'équation à puissance (17) et les paramètres c , d , que l'on exprime la dépendance entre le paramètre n et les hauteurs v à l'époque u . La hauteur de l'éventail qualitatif est déterminée par quatre paramètres de l'équation (25), l'intensité d'accroissement étant donnée par l'équation (26).

L'équation pour la construction de l'éventail qualitatif (25) de la région de croissance, délimitée par les courbes principales, celle-ci définies par la fonction de croissance de Korf, exploite les rapports de l'accroissement courant et des paramètres n des courbes principales de la région de croissance. C'est ainsi qu'il est possible de déduire, sans approximation, également les deux autres paramètres A , k des équations pour la hauteur, en fonction de l'âge et de la qualité.

tables de production; courbes qualitatives des hauteurs; épicéa

Adresa autora:

Ing. Jan Rod, Vědecký lesnický ústav VŠZ, Kostelec nad Černými lesy

VZTAH ZÁPOJE A ZAKMENĚNÍ VE SMRKOVÝCH POROSTECH HORSKÝCH POLOH

B. Páv

PÁV, B. (Výzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jiloviště - Strnady). *Vztah zápoje a zakmenění ve smrkových porostech horských poloh*. Lesnictví, 25, 1979 (10): 931—944. V práci byl na empirickém materiálu analyzován vztah mezi prostorovým zápojem a zakmeněním. Byla změřena jeho síla a byl matematicky vyjádřen. Na základě konfidenčního intervalu byla stanovena i přesnost odhadu prostorového zápoje ze zakmenění. Při koeficientu spolehlivosti $1 - \alpha = 0,95$ činí maximální chyba 18 %. Vzhledem k poměrně vysoké relativní chybě byl zkoumán vztah mezi prostorovým zápojem a zápojem plošným. Korelace mezi těmito veličinami je mnohem vyšší a maximální chyba odhadu prostorového zápoje ze zápoje plošného při totéž koeficientu spolehlivosti je jen 4 %. Máme-li tedy k dispozici údaj o zakmenění, je možno z něho odhadnout prostorový zápoj, pokud vystačíme se zjištěnou přesností. Chceme-li však přesnější odhad, musíme vyjít z plošného zápoje. Vzhledem k vysoké korelaci mezi těmito veličinami je evidentní, že nám plošný zápoj dostatečně zastoupí zápoj prostorový (Páv B. 1978).

zápoj; zakmenění; matematické vyjádření; smrk

Stupeň zápoje dává představu o tom, do jaké míry mohou dřeviny využít světelné a tepelné energie a dovoluje určit podmínky, při nichž porost roste, což má podstatný význam z hlediska pěstebního, pro stanovení hospodářských zásahů i pro regulaci hydriické účinnosti lesních porostů.

Vzhledem k tomu, že v lesních hospodářských plánech se zápoj neuvádí, používalo se místo něho zakmenění, jež pochopitelně nevyjadřuje zápoj, i když určité vztahy zde existují. Bylo tedy nanejvýš žádoucí je analyzovat.

Dosud užívané vyjádření zápoje, jakožto poměru celkové plochy jednotlivých vertikálních projekcí korun k celkové ploše porostu, bylo z hlediska intercepce i horizontálního zachycení srážek nevyhovující. Pro tento účel se zdálo vhodné zavést prostorovou definici zápoje. Snažili jsme se navázat na práce, které se nějakým způsobem tématu dotýkají a problém v daných podmínkách vyřešit.

SOUČASNÝ STAV PROBLEMATIKY

V literatuře se přímo vztahem mezi zakmeněním a zápojem zabývá I. N. Mažugin (1975), který tento vztah určuje pro dešifrování leteckých snímků, kdy zakmenění porostu je možno stanovit jen pomocí stupně zápoje.

Pro stanovení stupně zápoje autor používá jednoduchého způsobu, který nazývá bodovým. Tuto metodu stanovení zápoje popsal a matematicky interpretoval B. Páv (1978).

Závěrem svého článku uvádí I. N. Mažugin specifický tvar lineární regresní rovnice pro závislost zakmenění na zápoji. Šlo tedy o záměnu závislých a nezávislých náhodných proměnných oproti studované regresi v našem článku.

Vztahem mezi zakmeněním a zápojem se též zabývá S. M. Richert (1966). Autor článku rozebírá dokladový materiál, aniž se snažil vztah matematicky formulovat. V závěru obecně uvádí, že v porostech s velkým počtem jedinců je zakmenění větší než zápoj. V porostech s malým počtem jedinců bude zakmenění menší než zápoj. Při optimální hustotě je možno stanovit zakmenění pomocí zápoje. Článek tedy svědčí o určité labilitě vztahu mezi zápojem a zakmeněním.

V závěru svého článku Borota (1954) píše, že nestačí používat v lesnické praxi jen jednu ze jmenovaných veličin, popř. jednu zaměňovat druhou. Z řečeného nepřímo vyplývá, že není nebo je jen slabý vztah mezi uvažovanými veličinami.

O matematické vyjádření vztahu mezi zápojem a zakmeněním se pokoušel Hlaváček (1960). Článkem se budeme zabývat poněkud podrobněji, protože název práce svádí k závěru, že zde již nějaké řešení tématu existuje, a to dokonce v naší české literatuře. Hlaváček předpokládá, že mezi šířkou koruny $\bar{s}$ a výčetní tloušťkou $d_{1,3}$ existuje závislost, kterou lze vyjádřit jako

$$\bar{s} = d_{1,3} q,$$

kde q je konstanta.

Autor dále předpokládá, že plochu koruny (tj. kolmý průmět koruny) lze aproximovat plochou kruhu.

Za uvedených dvou předpokladů potom algebraickou cestou získává rovnici pro vztah mezi součtem ploch korun porostu P_k a výčetní kruhovou plochou porostu G_s

$$P_k = G_s q^2.$$

Po dosazení relací — které vyplývají z definic zakmenění ϱ a zápoje z , symbolicky zapsaných jako

$$\varrho = \frac{G_s}{G_t} \quad \text{a} \quad z = \frac{P_k}{P},$$

kde neznámými symboly jsou G_t , tj. výčetní kruhová plocha tabulková, a P , tj. plocha porostu — do poslední rovnice dostává

$$z = G_t q^2 \varrho,$$

uvažujeme-li hektarovou plochu porostu.

Jestliže by byly autorovy hypotézy správné, pak zápoj z by byl přímo úměrný součinu tabulkové kruhové plochy G_t a zakmenění ϱ . Jediným úkolem by bylo specifikování konstanty q^2 , a to nejsprávněji jako maximálně věrohodného odhadu pomocí metody nejmenších čtverců.

Autor článku v rozporu se svou původní hypotézou, odvolávaje se na literaturu, uvádí nový matematický výraz pro popis vztahu mezi šířkou koruny a výčetní tloušťkou

$$\bar{s} = a + b d_{1,3}$$

a tento výraz klade rovným původně předpokládanému vztahu. Tedy podle Hlaváčka má platit

$$q d_{1,3} = a + b d_{1,3}.$$

Upravíme-li si tento vztah na tvar

$$d_{1,3} (q - b) - a = 0,$$

vidíme, že relace platí tehdy a jen tehdy, jestliže $q = b$ a $a = 0$. Autor však tuto nutnou a postačující podmínku platnosti rovnice pominul a odvozuje pro q vztah

$$q = \frac{a + b d_{1,3}}{d_{1,3}},$$

do něhož dosazuje vypočítané regresní koeficienty $a \neq 0$ a $b \neq q$. Tak dostává hyperbolicý vztah mezi q a $d_{1,3}$. Tedy pro různá $d_{1,3}$ různá q !

Vzhledem k této základní matematické chybě není třeba se již dalšími vývody zabývat, neboť ani ony nemohou být správné.

Problém jsme se rozhodli řešit na zavedených pokusných plochách VÚLHM, na nichž se konají nejen měření bioklimatologická, ale i produkční, takže dosažených výsledků bude možno použít a bude je možno i srovnat s dalšími naměřenými údaji (intercepce srážek, produkce biomasy aj.).

CHARAKTERISTIKA ZKUSNÝCH PLOCH

Zkusné plochy byly založeny na polesí Deštné, LZ Opočno, na západním svahu hlavního hřebene Orlických hor v nadmořské výšce od 930 do 970 m s průměrným spádem 24 %.

V oblasti Orlických hor horizontální srážky hrají důležitou roli. Ve své tuhé formě — námraze — způsobují příznačné vrškové zlomy na smrku (zvláště ve starších porostech). Vedle tohoto nepříznivého vlivu na lesní porosty se však horizontální srážky promítají kladně ve vodohospodářské bilanci a zvětšují významně (cca o 1/3) celkový úhrn srážek na ploše kryté dospělými zapojenými porosty ve srovnání s plochou lesními porosty nekrytou.

Vybraný porost je na hranici V. a VI. věkové třídy a odpovídá průměru těchto exponovaných poloh. Vznikl z předchozího smíšeného porostu s bukem převážně výsadbou. Svým průměrným věkem 98 let a svou střední výškou 21,0 m se zařazuje do 7. bonitního stupně.

Zakmenění se v širokém průměru pohybuje kolem 0,9.

METODIKA

Jak jsme se již zmínili, pro intercepci a zachycení horizontálních srážek je důležitá nejen šířka koruny smrku, přesněji kolmá projekce koruny, ale i její výška, tj. počet přeslenů. Z uvedených důvodů se zdálo, že je třeba znát celkovou hmotu, respektive objem korun. Nebylo tedy možno vystačit s běžně používanou plošnou definicí zápoje, jakožto poměru celkové plochy jednotlivých kolmých projekcí korun k celkové ploše porostu, nýbrž bylo nutno formulovat zápoj prostorově.

Pro prostorovou definici zápoje se nabízí poměr celkového objemu jednotlivých korun k tzv. disponibilnímu prostoru porostu, přičemž disponibilním prostorem rozumíme plochu porostu násobenou střední porostní výškou.

Jako dílčí problém vyvstal způsob matematického vyjádření objemu koruny smrku.

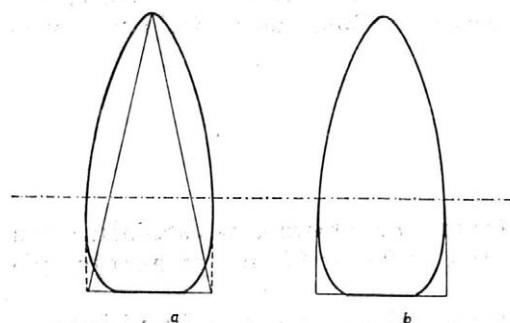
Morfologie smrkové koruny podle literatury je asi taková: Od vrcholu směrem dolů se koruna rozšiřuje, přibližně ve 2/3 výšky koruny shora dosahuje maximální šířky, pak k bázi se opět zužuje.

Z popsané morfologie je zřejmé, že nelze objem smrkové koruny počítat, jak se dosud většinou aproximativně počítal, jako objem rotačního kužele V podle rovnice

$$V = \frac{1}{3} \cdot \frac{\pi}{4} b^2 L,$$

kde b — šířka koruny,
 L — výška koruny.

Při použití této aproximace dochází k jistému podhodnocení objemu koruny (obr. 1a), neboť kuzelem useknutou část koruny nahore nenahradí přidaná část kužele dole.



1. Schéma koruny smrku: a — aproximace kuzelem, b — aproximace paraboloidem. — A diagram of the spruce-tree crown: a — approximation by a cone; b — approximation by a paraboloid

Assmann (1968) ve své práci uvádí, že koruna smrku má přibližně tvar rotačního paraboloidu. Od vrcholu dolů se koruna podle něho zvětšují, až dosáhnou maximální hodnoty ve 2/3 délky koruny shora. Smrková koruna nemá tvar kužele, ale nemá také tvar rotačního paraboloidu. Zde se autor dopustil jisté nepřesnosti. Vlastnosti paraboloidu je, že jeho horizontální řezy směrem k základně se asymptoticky zvětšují, kdežto horizontální řezy korunou se od určitého kulminačního bodu směrem k bázi opět zmenšují. Koruna bude zřejmě ještě jiným, stereometricky složitějším tělesem.

Jak je na obr. 1b schematicky znázorněno, při aproximaci koruny paraboloidem, jehož vzorec je

$$V = \frac{1}{2} \cdot \frac{\pi}{4} b^2 L,$$

dochází zase k určitému nadhodnocení jejího objemu. Dole jí přidáme část paraboloidu, která již koruně nepatří. Assmann v téže publikaci sám doporučuje, v soulase s Burgerovými korunovými výtvarnicemi, jako dobrou aproximaci vzorec

$$V = 0,4 \frac{\pi}{4} b^2 L,$$

jehož hodnoty se pohybují mezi hodnotami kužele a paraboloidu.

Posledního vzorce bylo použito pro vyjádření objemu koruny i v této práci.

Zakmenění bylo stanoveno jako poměr skutečné hmoty k hmotě tabulkové. Z hlediska matematicko-statistického zpracování bylo třeba zvolit co největší rozpětí nezávislé náhodné proměnné — zakmenění. Vybrané porosty umožňovaly sledovat zakmenění od 0,4 do 1,4. Poměrně vysoké hodnoty zakmenění — nad 1,0 — svědčí o tom, že používané růstové tabulky nereprezentují dobře smrk studované oblasti.

Dalším nutným požadavkem z hlediska matematicko-statistického zpracování bylo, aby v každé třídě (ve statistickém smyslu) byly zastoupeny minimálně dvě statistické jednotky (pokusné plochy). Jako délka třídního intervalu byla zvolena jedna desetina (0,1) zakmenění.

Aby se vyhovělo oběma požadavkům, bylo nutno disponovat dostatečným počtem zkusných ploch, které by rovnoměrně pokryly všech 11 tříd zakmenění. S tím souvisí otázka stanovení velikosti ploch. Vzhledem k nutnému většímu počtu zkusných ploch (a s tím související větší pracnosti) bylo žádoucí stanovit plochy pokud možno malé, avšak na druhé straně zase dostatečně velké, aby vyjádření sledovaných veličin na dané ploše bylo reálné. Jako optimální se jevíly zkusné plochy o výměře 300 m².

Dosáhnout rektangulárního rozložení zkusných ploch bylo poměrně tvrdým oříškem. K dispozici bylo dosti zkusných ploch se zakmeněním 0,5 v 50% clonné seči a se zakmeněním 1,0 a větším v kontrolních plochách (bez zásahu), avšak daleko méně možností volby ploch bylo mezi těmito hodnotami. Nakonec bylo vybráno celkem 33 zkusných ploch s průměrným zastoupením 3 ploch v každé třídě. Celková výměra všech 33 zkusných ploch byla bez 100 m² 1 ha. Přehled rozložení zkusných ploch:

zakmenění	četnost	zakmenění	četnost
0,35—0,45	3	0,95—1,05	3
0,45—0,55	3	1,05—1,15	3
0,55—0,65	3	1,15—1,25	3
0,65—0,75	4	1,25—1,35	2
0,75—0,85	2	1,35—1,45	3
0,85—0,95	4		
		Celkem	33

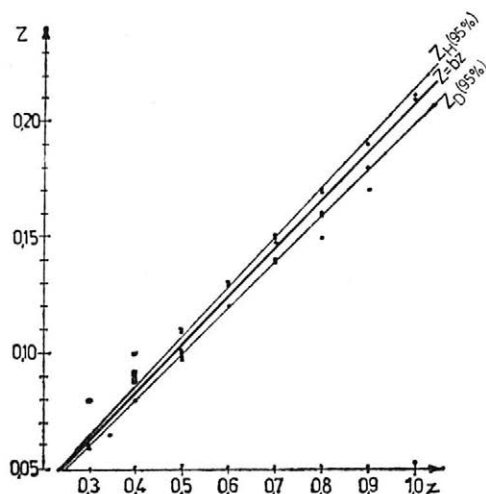
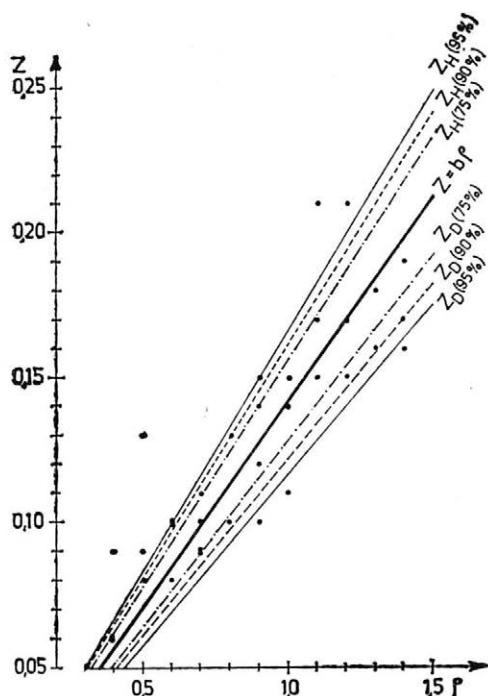
Zkusné plochy měly tvar obdélníka o stranách 20 a 15 m. O stromech při hranici se dodržovalo pravidlo, že strom, jehož kmen (ev. jeho převážná část) je uvnitř plochy, patří celý i s korunou do zkusné plochy a strom, jehož kmen (eventuálně jeho převážná část) je mimo plochu, do plochy nepatří, byť by jeho koruna do plochy zasahovala. Samozřejmě, že tak vznikaly menší či větší individuální chyby při stanovení zápoje i zakmenění jednotlivých ploch, které však v rámci zákona velkých čísel stochasticky konvergují k nule, neboť 33 je již dosti velké číslo.

Pokud jde o měřickou techniku: Výčetní tloušťka se počítala jako aritmetický průměr dvou průměrů na sebe kolmých a orientovaných podle světových stran sever — jih, východ — západ. Výška stromu a koruny se zjišťovala pomocí Blume-Leissova výškoměru. Obvod koruny se určoval pomocí německého přístroje, jehož originální název je Baumkronenspiegel a jeho výrobcem Wilhelm Lambrecht, K. G., Spezialfabrik für Klimatologische Mess und Regeltechnik, Göttingen. Po zakreslení obvodu v měřítku 1 : 100 do milimetrového papíru se pak plocha průmětu koruny stanovila planimetrováním.

VÝSLEDKY ŠETŘENÍ

VZTAH MEZI ZAKMENĚNÍM A PROSTOROVÝM ZÁPOJEM

Nejdříve bylo třeba změřit sílu vztahu mezi zakmeněním ρ jako nezávislou náhodnou proměnnou a prostorovým zápojem Z jako závislou náhodnou proměnnou. O tom, že nějaká korelace mezi uvažovanými veličinami existuje, napovídá zkonstruovaný bodový diagram (obr. 2). Protože jsme a priori nepředpokládali určitý specifický charakter vztahu, změřili jsme sílu obecnou mírou korelace, tzv. korelačním poměrem η^2_z, ρ . Poměrně



2. Grafické znázornění závislosti prostorového zápoje Z na zakmenění ρ . — Graphical representation of a relationship of the canopy Z and the stand density ρ

3. Grafické znázornění závislosti prostorového zápoje Z na plošném zápoji z . — Graphical representation of a relationship of the canopy Z and the planar canopy z .

vysoká číselná hodnota korelačního poměru $\eta^2_{z,\rho} = 0,82$ nám naši hypotézu o existenci korelace potvrdila.

Z bodového diagramu (obr. 2) se nezdálo nepravděpodobné, že vztah mezi zápojem a zakmeněním má lineární tendenci. Tuto hypotézu bylo třeba znovu objektivně verifikovat. Za tím účelem byl vypočten čtverec koeficientu korelace $r^2_{z,\rho} = 0,74$, jakožto míry lineární korelace.

Již pouhým srovnáním hodnot obou měř bylo evidentní, že se hodnoty $\eta^2_{z,\rho}$ a $r^2_{z,\rho}$ příliš od sebe neliší (jen o 8/100). K objektivnímu posouzení však bylo použito testu linearit regrese. Bylo vypočteno testovací kritérium F , které pro daný případ je definováno jako

$$F = \frac{n - p}{p - 2} \cdot \frac{\eta^2 - r^2}{1 - \eta^2},$$

kde z neznámých symbolů n — celkový počet pozorování a p — počet tříd. Takto formulovaná veličina F má tzv. Snedecorovo F — rozložení o $p - 2$ a $n - p$ stupních volnosti.

Po dosazení konkrétních hodnot z korelační tabulky

$$F = \frac{22}{9} \cdot \frac{0,82 - 0,74}{1 - 0,82} = 1,025.$$

V tabulkách Snedecorova rozložení najdeme pak pro hladinu významnosti α hodnotu $F_{\alpha}(p - 2, n - p)$. Zvolíme-li obvyklou hladinu významnosti $\alpha = 0,05$, pak v tabulkách nacházíme $F_{0,05}(9,22) = 2,34$, která je vysoko nad vypočítanou hodnotou. Ani při bene-

volentnější hladině významnosti $\alpha = 0,10$ se nedostaneme nad tabelovanou hodnotu $F_{0,10}(9,22) = 1,93$. Ba dokonce ani při tak benevolentní hladině významnosti, kterou je $\alpha = 0,25$ — při níž pravděpodobnost chyby prvního druhu, tj. že bychom zamítli správnou hypotézu, je 0,25 — vypočítaná hodnota z empirického materiálu nepřekročí tabelovanou, neboť $F_{0,25}(9,22) = 1,39$.

Závěrem tohoto testu můžeme říci, že na základě informace, kterou nám poskytuje získaný empirický materiál, nelze zamítnout testovanou hypotézu, že regrese prostorového zápoje Z na zakmenění ϱ je lineární, proto ji považujeme za správnou.

Lze tedy vztah mezi prostorovým zápojem a zakmeněním vyjádřit regresní přímkou. Logicky musí jít o přímku, která prochází počátkem, neboť je-li $\varrho = 0$, tj. nenachází-li se na ploše žádný hmotný kmen, musí být i zápoj nulový, tj. nenachází se tam ani koruna takového kmene. Tento trend vykazuje i empirický materiál (obr. 2), kdybychom jej extrapolovali směrem k počátku. Jde tedy o vztah vyjadřující přímou úměru, který obecně můžeme zapsat ve tvaru

$$Z = \beta \varrho,$$

kde β je tzv. koeficient regrese.

Odhad regresního koeficientu, který označíme symbolem b , určíme jako hodnotu, která při daných Z_{ij} (Z_{ij} značí j -tou hodnotu prostorového zápoje, v i -té třídě) činí minimálním součet

$$\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} (Z_{ij} - b \varrho_i)^2,$$

kde n_i — počet pozorování v i -té třídě.

Zderivujeme-li součet podle b a položíme-li tuto derivaci rovnu nule, dostaneme tzv. normální rovnici pro výpočet odhadu b :

$$\frac{d}{db} \sum_i \sum_j (Z_{ij} - b \varrho_i)^2 = -2 \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} (Z_{ij} - b \varrho_i) \cdot \varrho_i = 0.$$

Z této rovnice je pak

$$b = \frac{\sum_{i=1}^p \left(\varrho_i \sum_{j=1}^{n_i} Z_{ij} \right)}{\sum_{i=1}^p \varrho_i^2 n_i}.$$

Lze dokázat, že hodnota b je tzv. maximálně věrohodným odhadem regresního koeficientu, tj. takovým odhadem, při kterém hustota pravděpodobnosti pro dané hodnoty Z_{ij} nabývá maxima.

Dosadíme-li do posledního vzorce konkrétní hodnoty z korelační tabulky, dostáváme $b = 0,142$.

Vztah mezi veličinami Z a ϱ je dán rovnicí

$$Z = 0,142 \varrho.$$

Poslední rovnice vyjadřuje závislost prostorového zápoje Z na zakmenění ϱ . Jinak řečeno vidíme, že hodnota prostorového zápoje činí asi 14 % hodnoty zakmenění.

Odvozená přímka byla vynesena do bodového diagramu (obr. 2) plnou silnou čarou; k empirickému materiálu se velice dobře přimyká.

Důležité je dále stanovit, jak přesný je odhad prostorového zápoje pomocí zakmenění. Přesnost odhadu určíme na základě konfidenčního intervalu regresního koeficientu β .

Lze dokázat, že veličina

$$t = \frac{b - \beta}{s_b},$$

kde

$$s_b = \frac{s}{\sqrt{\sum_{i=1}^p \varrho_i^2 n_i - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^p \varrho_i n_i \right)^2}}$$

a

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} Z_{ij}^2 - b^2 \sum_{i=1}^p \varrho_i^2 n_i}{n - 2}},$$

má Studentovo t — rozložení s $n - 2$ stupni volnosti.

Meze spolehlivosti pro regresní koeficient β jsou dány relací

$$P\{b - t_\alpha s_b < \beta < b + t_\alpha s_b\} = 1 - \alpha,$$

kde $P\{\dots\}$ značí pravděpodobnost jevu vypsánoho v závorkách, $1 - \alpha$ je tzv. koeficient spolehlivosti a t_α je hodnota Studentova rozložení o $n - 2$ stupních volnosti, příslušná koeficientu rizika α .

Pro specifikaci uvedeného vztahu jsme vyčíslili nejdříve směrodatnou odchylku $s_b = 0,012$ dosazením sum z korelační tabulky.

Dáme-li symetrickému intervalu spolehlivosti s koeficientem spolehlivosti $(1 - \alpha)$ srozumitelnější formu, tj. přepíšeme-li jej na obvyklejší tvar

$$b \pm t_\alpha s_b,$$

bude pak specifický tvar 100 $(1 - \alpha)$ procentního intervalu spolehlivosti pro parametr β

$$0,142 \pm t_\alpha \cdot 0,012.$$

Budeme-li uvažovat obvyklé 95% meze spolehlivosti, pak v tabulkách Studentova rozložení najdeme pro koeficient rizika $\alpha = 0,05$ a 31 stupňů volnosti hodnotu $t_\alpha = 2,04$. Specifický tvar 95% intervalu spolehlivosti pro regresní koeficient β bude

$$0,142 \pm 0,025.$$

Horní mez regresní přímky je pak

$$Z_H = 0,167 \varrho$$

a dolní mez

$$Z_D = 0,117 \varrho.$$

Obě 95% meze jsou vyneseny do bodového diagramu (obr. 2) tenkou plnou čarou.

Všimneme-li si však procentuální chyby

$$\frac{25}{142} \cdot 100 = 18,$$

kteřá může být až $\pm 18\%$ a dokonce v 5 % případů i větší, musíme říci, že odhad prostorového zápoje ze zakmenění není příliš přesný.

Zvolíme-li benevolentnější 90% meze spolehlivosti pro parametr β , které jsou

$$0,142 \pm 0,20,$$

může ještě chyba odhadu dosáhnout hodnoty $\pm 14\%$ a v 10 % případů větší.

Obě 90% meze pro regresní přímku (horní i dolní)

$$Z_H = 0,162 \varrho \quad \text{a} \quad Z_D = 0,122 \varrho$$

jsme také vynesli do grafu na obr. 2, a to čárkovaně.

Teprve při koeficientu spolehlivosti $(1 - \alpha) = 0,75$, při kterém konfidenční interval pro regresní koeficient β je

$$0,142 \pm 0,014,$$

jsme se dostali na obvyklou hranici $\pm 10\%$. V tomto případě však můžeme očekávat, že plná čtvrtina našich odhadů 10% chybu překročí.

Horní a dolní 75% meze pro regresní přímku

$$Z_H = 0,156 \varrho \quad \text{a} \quad Z_D = 0,128 \varrho$$

jsou zakresleny v grafu na obr. 2 čerchovaně.

Dříve než vyslovíme závěr, je nutno si uvědomit, že předchozí vývody, což se týká i všech ostatních indukcí, se týkají specifické oblasti, určitého věku a bonity smrkového porostu. Proto veškerou generalizaci závěrů je třeba činit s uvážením. Nelze přebírat výsledky mechanicky a aplikovat je bez ověření ve zcela odlišných podmínkách. Je nutno si a priori verifikovat, zda odvozené vztahy platí v podmínkách, v nichž by měly být použity. Je pravděpodobné, že ve zcela vzdálených věkových třídách, zvláště mladších, a na jiných bonitách bude specifický tvar relací poněkud odlišný, i když třeba obecný charakter vztahu může být zachován.

Jistý odhad prostorového zápoje ze zakmenění lze učinit, činí přibližně 14 % zakmenění. Při odhadu se však můžeme dopustit dosti velké chyby, která může být pro některé aplikace neúnosná.

VZTAH MEZI PLOŠNÝM A PROSTOROVÝM ZÁPOJEM

Zdá se logické, že stromy se širokými korunami budou vykazovat rovněž velké objemy korun (hypotézu potvrzuje i matematická formulace, při níž se šířka v obou přípa-

dech vyskytuje ve druhé mocnině). Dá se tedy očekávat, že bude poměrně těsný vztah mezi zápojem prostorovým Z a zápojem plošným z . Vztah byl podroben stejné analýze jako v předchozím případě.

Byl zkonstruován bodový diagram (obr. 3) tak, aby byl poměr stupnic zhruba jako v grafu na obr. 2. Již z pouhého srovnání obou bodových diagramů je zřejmé, že korelace mezi prostorovým a plošným zápojem bude mnohem větší než mezi prostorovým zápojem a zakmeněním.

Na základě korelační tabulky byl vypočten korelační poměr η_{Z,z^2} , vyjadřující závislost náhodné proměnné Z na náhodné proměnné z .

Vysoká hodnota korelačního poměru $\eta_{Z,z^2} = 0,976$ předčila všechna očekávání. Korelace mezi prostorovým a plošným zápojem je opravdu velice silná.

Rovněž regrese je evidentně lineární již při pouhém pohledu na bodový diagram. Hypotézu jsme si ověřili stejným způsobem jako u předchozích veličin.

Byl vypočten čtverec korelačního koeficientu, který měří lineární závislost mezi náhodnými proměnnými Z a z a který je $r_{Z,z^2} = 0,971$. Vysoká číselná hodnota čtverce korelačního koeficientu, který se liší od korelačního poměru pouze o 5 tisícín, zcela jednoznačně svědčí o existenci lineárního vztahu mezi veličinami Z a z . Pro úplnost však ještě použijeme testu linearit regrese. Pro test hypotézy, že regrese prostorového zápoje na plošném zápoji je lineární, vypočteme testovací kritérium

$$F = \frac{n-p}{p-2} \cdot \frac{\eta^2 - r^2}{1 - \eta^2} = \frac{33-8}{8-2} \cdot \frac{0,976 - 0,971}{1 - 0,976} = 0,867.$$

V tabulkách Snedecorova F — rozložení nacházíme pro 6 a 25 stupňů volnosti a pro hladinu významnosti $\alpha = 0,05$ hodnotu $F_{0,05} = 2,49$, která je téměř trojnásobkem naší vypočtené hodnoty. Pro hladinu významnosti $\alpha = 0,10$ je $F_{0,10} = 2,02$, která je více jak dvojnásobkem vypočtené hodnoty a pro $\alpha = 0,25$ je $F_{0,25} = 1,41$, tedy stále větší. Dokonce ani při tak paradoxní hladině významnosti jakou je $\alpha = 0,50$, při níž riskujeme zamítnutí správné hypotézy s pravděpodobností 0,50, se nedostaneme pod hodnotu 0,867, neboť $F_{0,50} = 0,99$.

Na závěr úvah v posledním odstavci lze říci, že vzhledem k informacím, které nám empirický materiál poskytuje, můžeme spolehlivě přijmout hypotézu o linearitě vztahu prostorového zápoje na plošném zápoji.

Logicky i tato přímka prochází počátkem, neboť při nulovém plošném zápoji musí být nulový i zápoj prostorový. Tento trend vykazuje rovněž empirický materiál v grafu na obr. 3. Závislost prostorového zápoje na plošném zápoji můžeme pak zapsat — podobně jako v předchozím případě — ve tvaru

$$Z = \beta z,$$

kde β je koeficient regrese.

Odhad regresního koeficientu b jsme určili stejným způsobem jako při studiu závislosti prostorového zápoje na zakmenění. Maximálně věrohodným odhadem regresního koeficientu je $b = 0,207$.

Regresi mezi veličinami Z a z pak vyjadřuje rovnice

$$Z = 0,207z.$$

Z posledního výrazu vidíme, že hodnota prostorového zápoje činí asi 1/5 hodnoty zápoje plošného.

Přímka odvozená na základě statistické indukce byla vynesena do bodového diagramu (obr. 3) plnou silnou čarou. Její přimknutí k empirickému materiálu je zřejmé.

Vzhledem k silnému vztahu, který jsme změřili korelačním poměrem a korelačním koeficientem, dá se důvodně předpokládat, že i přesnost odhadu prostorového zápoje pomocí plošného zápoje bude poměrně velká, větší než přesnost odhadu pomocí zakmenění.

Při použití korelační tabulky jsme si opět vypočetli nejdříve směrodatnou odchylku $s_b = 0,004$.

Konfidenční interval pro regresní koeficient β s koeficientem spolehlivosti $(1 - \alpha)$ bude

$$b \pm t_{\alpha} s_b,$$

po dosažení pak 100 $(1 - \alpha)$ procentní interval spolehlivosti bude

$$0,207 \pm t_{\alpha} \cdot 0,004,$$

kde t_{α} je hodnota Studentova t -rozložení o $n-2$ stupních volnosti, příslušná riziku α .

Pro srovnání odhadu s přesností odhadu ze zakmenění použijeme tytéž meze spolehlivosti, tj. 95%, 90% a 75%.

95% interval spolehlivosti je

$$0,207 \pm 0,008.$$

Relativní chyba v tomto případě je jen ± 4 %.

90% meze spolehlivosti jsou

$$0,207 \pm 0,007$$

s chybou ± 3 %.

Při 75% konfidenčním intervalu, který je

$$0,207 \pm 0,005,$$

klesá relativní chyba na pouhých 2 %.

Do bodového diagramu mohly být vyneseny z technických důvodů (meze jsou těsně vedle sebe) jen 95% meze spolehlivosti (obr. 3).

Na závěr úvah o přesnosti odhadu prostorového zápoje ze zápoje plošného je možno říci:

1. Odhad je velice přesný, takže snese i ta nejpřísnější měřítka.

2. Vzhledem k přesnosti odhadu není nutné pracně zjišťovat prostorový zápoj, když jej v rámci přípustné tolerance můžeme odhadnout z plošného zápoje.

3. Z hlediska intercepce a horizontálních srážek je zbytečné zjišťovat prostorový zápoj vzhledem k tak silné korelaci se zápojem plošným, který nám porost po této stránce dostatečně charakterizuje.

Došlo dne 2. 4. 1979

Literatura

1. ASSMANN, E.: Nauka o výnose lesa. Příroda Bratislava, 1968
2. BOROTA, J.: Zakmenenie, či zakmenenie, zápoj a hustota porastu. Les roč. I (X), 1954, č. 5, s. 32-36
3. DUNIN — BARKOVSKIJ, I. V. a SMIRNOV, N. V.: Teorija verojatnostej i matematičeskaja statistika v technike. GITL Moskva, 1955

4. FISCHER, O.: Analýza rozptylu. SPN Praha, 1956
5. HALD, A.: Statistical Theory with Engineering Applications. John Wiley and Sons New York, 1952
6. HLAVÁČEK, S.: Řešení vztahu mezi zápojem a zakmeněním. Sborník lesnické fakulty VŠZ Praha, sv. 3, 1960, s. 55-73
7. JANKO, J.: Statistické tabulky. ČSAV Praha, 1958
8. JANKO, J.: Teorie náhodných výběrů. SPN Praha, 1958
9. KORF, V.: Taxace lesů, první část Dendrometrie. SZN Praha, 1953
10. Lesní hospodářský plán pro lesní hospodářský celek Deštné, 1965-1974
11. MAŽUGIN, I. N.: Somknutost pologa nasaždenij i jeho svjaz s polnotoj. Lesnoje chozjajstvo, 1975, č. 2, s. 54-56
12. PÁV, B.: Statistická kontrola jakosti a matematicko-statistické metody ve strojírenství. Hlavní správa MPP Praha, 1955
13. PÁV, B.: Vztah zápoje a zakmenění ve smrkových porostech v pásmu časté oblačnosti v Orlických horách. Diplomová práce Brno, 1975
14. PÁV, B.: Rychlé stanovení zápoje porostu. Lesnictví, r. 23 (L), 1978, č. 12, s. 955-960
15. RICHERT, S. M.: Sootnošenie meždu polnotoj, gustotoj i somknutostju v sosnovych i dubovych nasaždenijach. Lesnoje chozjajstvo, sv. 22, 1966, č. 6, s. 38-41

ПАВ, Б. (Вýzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jíloviště - Strnady). Зависимость между сомкнутостью и полнотой насаждения ельников горных местоположений. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 931-944.

При оценке количества горизонтальных осадков и их поглощения важна сомкнутость насаждения. Ввиду того, что в лесохозяйственных планах это значение не приводится, вместо сомкнутости применялась полнота насаждения, которая, однако, не может сомкнутость заместить, хотя известное соотношение между обеими этими величинами и существует.

В работе на эмпирическом материале анализировали зависимость между пространственной сомкнутостью и полнотой насаждения. Измерили ее степень и выразили математически. На основе интервала достоверности определили также точность оценки пространственной сомкнутости при полноте насаждения. При коэффициенте надежности $1 - \alpha = 0,95$ максимальная ошибка составляет 18 %. Ввиду сравнительно большой относительной ошибки изучали зависимость между пространственной сомкнутостью и плоскостной сомкнутостью. Корреляция между этими значениями гораздо выше и максимальная ошибка оценки пространственной сомкнутости из плоскостной сомкнутости при том же коэффициенте надежности достигает всего лишь 4 %.

Из предыдущего очевидно, что если мы располагаем данными о полноте насаждения, мы можем на их основании оценить пространственную сомкнутость, поскольку мы будем довольствоваться установленной точностью. Однако для более точной оценки нужно исходить из плоскостной сомкнутости. Ввиду высокой корреляции между этими значениями вполне очевидно, что плоскостная сомкнутость удовлетворительно заместит пространственную сомкнутость (Пав Б., 1978).

сомкнутость; полнота насаждения; математическое выражение; ель

PÁV, B. (Výzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jíloviště - Strnady). A Relationship of the Canopy and Stand Density in Spruce Stands of Mountainous Regions. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 931-944.

The canopy plays an important role when evaluating the horizontal precipitation and interception. In the forest management plans this quantity is not given and therefore the quantity of the stand density is used instead of the canopy density, but these two quantities should not be confused, even though there exists some correlation between them.

In the present paper a relationship of the canopy and the stand density was analyzed on an empirical material. The rate of this relationship was measured and expressed mathematically. A rate of exactness of estimating the canopy from the stand density was determined on the basis of confidence interval. The maximum error is 18 % with the coefficient of confidence $1 - \alpha = 0.95$. With regard to the high rela-

tive error, a relationship between the canopy (in the space) and the planar canopy was studied. The correlation between these quantities is much higher and the maximum error of the estimate of the canopy from the planar canopy amounts to only 4 % with the same confidence coefficient.

It follows from the above that if data on the stand density are known, the canopy can be estimated if the determined exactness is sufficient. If an exact estimate is required, the estimate must be based on the planar canopy. It is evident from the high correlation of these quantities that the planar canopy replaces in a sufficient way the canopy in the space (P á v B. 1978).

canopy; stand density; mathematical expression; spruce

PÁV, B. (Výzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jíloviště - Strnady). *Beziehung zwischen Kronenschluß und Bestockungsgrad in Fichtenbeständen der Gebirgslagen*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 931-944.

Bei der Beurteilung der Menge der Horizontalniederschläge und der Interzeption ist der Bestandesschluß von Bedeutung. Angesichts dessen, daß in den Wirtschaftsplänen diese Größe nicht angegeben wird, wurde anstatt des Schlußgrades der Bestockungsgrad angewandt, der allerdings den Bestandesschluß nicht vertreten kann, wenn auch eine bestimmte Korrelation zwischen diesen beiden Größen besteht.

In der Arbeit wurde auf empirischem Material die Beziehung zwischen dem räumlichen Schluß und dem Bestockungsgrad analysiert. Ihre Stärke wurde gemessen und mathematisch ausgedrückt. Aufgrund des Konfidenzintervalls wurde auch die Genauigkeit der Schätzung des räumlichen Schlusses aus dem Bestockungsgrad ermittelt. Beim Signifikanzkoeffizienten $1 - \alpha = 0,95$ beträgt der Maximalfehler 18 %. Angesichts des ziemlich hohen relativen Fehlers wurde die Beziehung zwischen dem räumlichen Schluß und dem Flächenschluß untersucht. Die Korrelation zwischen diesen Größen ist bedeutend höher und der Maximalfehler bei der Schätzung des räumlichen Schlusses aus dem Flächenschluß beträgt bei gleichem Signifikanzkoeffizienten nur 4 %.

Aus dem vorigen Abschnitt geht hervor, daß — wenn uns die Angabe des Bestockungsgrades zur Verfügung steht — die Möglichkeit besteht, daraus den räumlichen Schluß abzuschätzen, falls wir mit der ermittelten Genauigkeit auskommen. Falls wir jedoch eine genauere Abschätzung wünschen, müssen wir von dem Flächenschluß ausgehen. Angesichts der hohen Korrelation zwischen diesen Größen ist es evident, daß der Flächenschluß den räumlichen Schluß hinreichend vertreten kann (P á v B. 1978).

Bestandesschluß; Bestockungsgrad; mathematische Darstellung; Fichte

PÁV, B. (Výzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jíloviště - Strnady). *Le rapport entre la fermeture du massif et la densité dans les peuplements d'épicéa des terrains de montagne*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 931-944.

Lors de l'estimation de la quantité de précipitations horizontales et de l'interceptions, c'est la fermeture du massif qui est importante. Compte du fait que dans les plans d'aménagement des forêts cette grandeur n'est pas indiquée, on utilisait à la place de la fermeture la densité du peuplement, qui ne peut pas cependant substituer la fermeture du massif, quoique qu'une certaine corrélation existe entre les deux grandeurs.

Dans le travail on a analysé sur le matériel empirique le rapport entre le massif spatial et la densité. On a mesuré sa force et on l'a exprimé en forme mathématique. Sur la base de l'intervalle de confiance on a aussi déterminé la précision de l'estimation du massif spatial remplaçant la densité. Pour le coefficient de confiance $1 - \alpha = 0,95$, l'erreur maxima est de 18 p. 100. Compte tenu de l'erreur relativement importante, on examinait le rapport entre le massif spatial et le massif de surface. La corrélation entre les grandeurs mentionnées est beaucoup plus élevée et l'erreur maxima de l'estimation du massif spatial à partir du massif de surface n'est, pour le coefficient de confiance identique, que 4 p. 100.

Il découle de l'article précédent que quand on a à la disposition la donnée sur la densité, on peut évaluer sur elle le massif spatial, tant que la précision identifiée est suffisante. Si nous désirons cependant une estimation plus précise, il faut par-

tir du massif de surface. En considération de la corrélation élevée entre ces grandeurs, il est évident que le massif de surface substitue suffisamment le massif spacial (P á v B. 1973).

massif; densité; expression mathématique; épicéa

Adresa autora:

Ing. Bohdan P á v, Výzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jíloviště - Strnady, 255 01 Praha 5 - Zbraslav

Z. Poleno

POLENO, Z. (Výzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jíloviště-Strnady). *Hospodářská úprava lesů zdravotního významu*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 945-958.

Z uvedených hlavních zásad pro hospodářskou úpravu v lesích zdravotního významu vyplývá, že není nutno stavět sledované mimoprodukční funkce do antagonistického rozporu s funkcí produkčně ekonomickou. K oběma základním skupinám funkcí lze účelně přihlédnout při zakládání porostu, jejich výchově i mýtní těžbě a vhodným optimalizačním postupem najít nejlepší variantu řešení. Toto zásadní stanovisko však neznamená, že z důvodů sledovaných mimoprodukčních funkcí nebudou nezbytně nutné některé výkony, které by v hospodářském lese prováděny nebyly a naopak, že nebude nutno od některých činností zde upustit, i když z hlediska produkčního nejsou na závaží. Na omezených plochách a lokalitách (zejména parkových lesů) bude nutno provést i zásahy, vysloveně odporující hledisku produkčnímu – prokácení průseků, popř. prořezání porostů pro zajištění výhledu, pro úpravu pláží na březích rekreačních vodních ploch apod. Tyto zásahy budou však mít zpravidla jen nepatrný rozsah, takže nebudou z hlediska hospodářského příliš významné. Prvořadým úkolem hospodářské úpravy lesů je jasná specifikace společenských požadavků na lesy, jejich kvantifikace a lokalizace. V oblastech, kde se požadavky na jednotlivé mimoprodukční funkce lesů kumulují, je žádoucí tyto požadavky vyjádřit graficky v mapě funkcí a vyznačit zde i jejich pořadí naléhavosti. Takto vyjádřenému společenskému požadavku (u lesů rekreačních doplněnému i potenciální návštěvností) bude odpovídat i funkčně motivovaná rajonizace lesů. U lesů rekreačních je vázanost na střediska osídlení volnější, a proto je možno návštěvnost do jisté míry usměrňovat a řídit. Základním předpokladem k tomu je odvození biologické únosnosti pro jednotlivé formy rekreační aktivity u základních typů lesa.

celospolečenská funkce lesů; lesy zdravotního významu; mapa funkcí lesa

KATEGORIE LESŮ A JEJICH SPECIFIKACE

Posláním, kterému má les sloužit a jemuž se také podřizuje zaměření jednotlivých lesních částí a jejich hospodářská úprava, se zpravidla označuje jako jeho funkce. Podle § 1 zákona o lesích č. 61/1977 Sb. jsou lesy jednou z nejdůležitějších složek životního prostředí, což je dále rozvedeno výčtem jeho hlavních mimoprodukčních funkcí: „Lesy ovlivňují a zlepšují podnebí, vodní a půdní poměry, vytvářejí přirozené prostředí pro mnohé druhy rostlin a živočichů i jejich společenstev, uchovávají přírodní krásy a jsou též zdrojem zdraví a osvěžení obyvatelstva.“ Lesy jsou pochopitelně i trvalým zdrojem dřeva pro národní hospodářství.

Nový zákon o lesích tyto základní funkce uvádí do vzájemného souladu, žádnou z nich nepřeceňuje ani nepodceňuje a jejich rozvoj zajišťuje souřadně v kvalitativně novém pojetí. V tomto duchu pak v § 23 zákon rozlišuje tři základní kategorie lesů podle převládající funkce, resp. skupiny funkcí:

1. Lesy, jejichž hlavním posláním je produkce jakostní dřevní hmoty při současném zajišťování ostatních funkcí lesů — lesy hospodářské.

2. Lesy, jejichž funkční zaměření vyplývá z daných přírodních (zpravidla v určitém směru extrémních) podmínek, v nichž se musí hospodařit tak, aby se především zlepšovala jejich funkce ochranná — lesy ochranné.

3. Lesy se zvláštním posláním, které vyplývá ze specifických důležitých společenských potřeb, jimiž se řídí i způsob hospodaření — lesy zvláštního určení.

Vyhláška MLVH-ČSR č. 13/1978 o kategorizaci lesů, způsobech hospodaření a lesním hospodářském plánování tyto tři základní kategorie lesů podrobněji specifikuje. Kromě taxativně vyjmenovaných kategorií lesů zvláštního určení — § 1, odst. 2 a) až f) — jsou v posledním bodě (g) uvedeny „lesy, v nichž jiné důležité potřeby společnosti vyžadují odlišný způsob hospodaření“. Podle Výkladu k zákonu o lesích a k zákonu ČNR o hospodaření v lesích a státní správě lesních hospodářství (MLVH-ČSR 1978) je možno sem zahrnovat lesy parkové, příměstské a jiné. Žádné podrobnější členění lesů této kategorie nebylo provedeno.

Účinky lesů tohoto druhu jsou velmi četné a různorodé, přičemž jejich působení je komplexní a nedělitelné. Z důvodu usměrňování hospodářských zásahů v těchto lesích je však přesto účelné tuto kategorii lesů dále podrobněji specifikovat. Ještě před vydáním nových právních norem provedl Ústav pro hospodářskou úpravu lesů podrobnou kategorizaci tzv. lesů rekreačních, ze které vyplývá, že se pod tento pojem zahrnují i další lesy s významem pro životní prostředí člověka a jeho tělesnou i duševní pohodu. Celkem se tyto lesy členily do dvou skupin (A, B) a osmi kategorií:

A — lesy příměstské: lesy s ochrannou funkcí vzhledem k intravilánu, parkové lesy, lesy v bezprostředním okolí vycházkových objektů obyvatel sídlišť, ostatní lesy příměstské.

B — ostatní rekreační lesy: lázeňské lesy, lesy určené pro chatovou výstavbu, lesy ve vyhlášených rekreačních střediscích, lesy ve vyhlášených oblastech klidu.

Se zřetelem k novým právním normám, které kategorizují a specifikují lesy zásadně podle jejich funkcí, považují za účelné upravit dílčí specifikaci této kategorie lesů na stejném principu. Poněvadž rekreační funkce je pouze jednou z dílčích funkcí, od těchto lesů ve sféře zdravotní požadovaných, doporučuji k souhrnnému označení této kategorie lesů volit termín lesy zdravotního významu. Jejich specifikace je uvedena v tabulce I.

Označení lesů jako městské a příměstské vyjadřuje jejich polohu v městské nebo průmyslové aglomeraci, kde plní především shora uvedené zdravotní funkce. Jednotlivé funkce se v nich uplatňují souběžně,

I. Specifikace lesů zdravotního významu. — Specification of recreational forests

Poř. č.	Subkategorie lesů	Poloha	Návštěvnost	
			pobytová	nepobytová
1.	bioklimatická	V intravilánu velkých měst a průmyslových aglomerací, popř. podél jejich hranic	nevhodná	možná
2.	hygienická	V intravilánu měst a kolem průmyslových závodů, popř. chráněných objektů	nevhodná	nevhodná
3.	rekreační a) nepobytová	V doplňkové a příměstské zóně aglomerací, popř. v bezprostředním okolí rekreačních center	nevhodná	předpoklad existence
	b) pobytová	V areálech rekreační zástavby	předpoklad existence	možná

mají tedy tyto lesy typicky víceúčelové poslání (Poleno 1978a). Tato souběžnost a překrývání funkcí však v nich nemá celoplošný charakter. V těchto lesích je možno vylišit části s převládajícím charakterem bioklimatickým, hygienickým, rekreačním (popř. i jiným). Podobně je tomu s kategorií lesů lázeňských, které citovaná vyhláška č. 13/1978 uvádí v odst. 2 b (§ 1) spolu s lesy v ochranných pásmech přírodních léčivých zdrojů a zdrojů přírodních minerálních vod stolních, tedy lesů s vyloučenou návštěvností. Také termín lesy lázeňské vyjadřuje polohu těchto lesů — kolem lázeňských center a zařízení léčebně preventivní péče — a nikoliv převládající funkci. Je tedy výjimkou ve funkční kategorizaci lesů.

Analogické stanovisko je nutno zaujmout k termínu lesy parkové, který opět nepostihuje převládající funkce, ale základní prvky hospodaření. Parkově bývají zpravidla obhospodařovány lesy v intravilánu, kde může převládat jak funkce bioklimatická, tak i rekreační. Ani zdaleka však není nutné, aby všechny lesy s převládajícími funkcemi ve sféře zdravotní byly obhospodařovány jako lesy parkové. Parkové lesy jsou často i dědictvím minulosti a současná doba jim dodatečně dává novou funkci a poslání.

CHARAKTERISTIKA ZÁKLADNÍCH FUNKCÍ LESŮ ZDRAVOTNÍHO VÝZNAMU

V tabulce I jsou podle základních funkcí lesů zdravotního významu vylišeny 3 subkategorie lesů — bioklimatická, hygienická a rekreační. Funkce bioklimatická je dána především klimatickými účinky lesa — vliv na tepelnou pohodu člověka, jeho ochranu před intenzivním slunečním zářením atd. K těmto klimatickým účinkům přistupuje navíc ještě regenerace vzduchu jako důsledek fotosyntetické asimilace, dále ionizace

vzduchu, vliv lesa na některé fyziologické funkce lidského organismu, antimikrobní účinky apod.

Hygienickou funkcí lesa rozumím ty jeho účinky, které působí k nápravě civilizací pro člověka devastovaného nebo dehumanizovaného prostředí. Patří sem zejména filtrační a absorpční účinky lesa, omezování vzniku smogu, tlumení hluku apod. Někdy se v tomto smyslu setkáváme s pojmem izolační funkce lesa. Při této funkci však jde zpravidla o víc než o pouhou izolaci člověka od nepříznivých životních podmínek. Pouze o izolaci jde jen při využívání akustických účinků lesa. Ve většině případů však les nevytváří pouhou bariéru, působící pouze jako mechanický filtr, ale aspoň část toxických látek z ovzduší přímo absorbuje nebo inaktivizuje (často za cenu vlastního poškození).

Rekreační funkce lesa se liší od předchozích dvou tím, že působí převážně ve sféře psychické, a pak tím, že působí následně. To znamená, že les umožňuje kompenzaci nepříznivých vlivů prostředí při regeneraci duševních i tělesných sil člověka.

Další významný rozdíl mezi těmito třemi funkcemi je v tom, že první dvě (bioklimatická a hygienická) působí stále, již pouhou existencí lesa v krajině. U funkce bioklimatické se návštěvou lesa účinnost zvyšuje, u funkce hygienické je naopak návštěva takto fungujícího lesa zpravidla nevhodná. Funkce rekreační se naproti tomu realizuje jedině při návštěvě lesa. Tento aktivní přístup člověka k lesům při využívání jejich rekreační funkce umožňuje na jedné straně využívat i lesy ve větší vzdálenosti od sídlišť, na druhé straně pak vytváří předpoklad k racionálnímu plánování rekreace v lesích. Vázanost lesů s převládající rekreační funkcí na osídlení je tedy mnohem volnější než u lesů s funkcí bioklimatickou a hygienickou.

RAJONIZACE LESŮ ZDRAVOTNÍHO VÝZNAMU

Navržená kategorizace lesů zdravotního významu je nezbytným předpokladem pro jejich rajonizaci, tj. prostorové rozmístění lesů s ohledem na jejich převládající funkce.

Bioklimatickou funkci mohou lesy plnit nejlépe tehdy, je-li jejich plocha a prostorové rozmístění řešeno na podkladě celkové urbanistické koncepce, zahrnující nejen území města, ale celé aglomerace (Poleno 1977a, 1979a). Tato koncepce se nemůže spokojit pouze s podřadnými, izolovanými plochami, které zůstaly nevyužity při stanovení funkčních zón města. Při vytváření systému zelených ploch bioklimatického významu (tj. lesů, parků i ostatních funkčních ploch) je pochopitelně nutno respektovat dané přírodní i ekonomické podmínky (konfigurace terénu, vodní toky, bonita půdy apod.), je však třeba vycházet z požadovaných účinků těchto lesů a ostatních ploch zeleně. Za uspokojivé řešení nelze považovat existenci malých, vzájemně nesouvisejících porostů. Tyto izolované lesíky, právě tak jako tzv. rozptýlená zeleň, mohou být výborným estetickým doplňkem architektury sídliště, ale mohou jen v omezené míře plnit požadované bioklimatické funkce.

Důležitým momentem pro rajonizaci lesů s převládající bioklimatickou funkcí je skutečnost, že tyto účinky lesů se s rostoucí vzdáleností od jejich okraje (směrem ven) velmi rychle snižují. Bylo by tedy žá-

doucí, aby tato subkategorie lesů byla co nejbližší k obydlím všech občanů. Důsledně prosazování této zásady však přímo vylučuje městskou strukturu osídlení, takže je možno ji uplatňovat jen v určitých mezích. Poněvadž v důsledku tzv. tepelného ostrova dochází nad centrální částí měst k vzestupu teplého vzduchu do výšky, na jehož místo se ze stran tlačí chladnější vzduch při zemi, bylo by žádoucí zakládat a upravovat lesy s převládající bioklimatickou funkcí tak, aby vytvářely koncentrické zelené pásy o šířce asi 300—500 m (při dostatečném prostoru až 1000 m). Mezi těmito kruhovými lesními pásy by zůstávaly plochy pro výstavbu (taktéž plochy mezikruží) o šířce, rovnající se dvojnásobku dosahu funkční účinnosti lesa, tj. asi 3—4 km.

Druhou subkategorií jsou lesy hygienického významu, s účinky převážně filtračními a akustickými. Princip jejich funkčního působení byl podrobně vysvětlen v dřívějších autorových pracích (Poleno 1977a, b, 1978b). Lokalizace těchto lesů je s ohledem na možnost aktivního i pasivního působení omezena na bezprostřední okolí objektů se zvýšenou imisní hladinou, popř. na okolí objektů, vyžadujících maximální ochranu (nemocnice, sanatoria, lázně apod.). Poněvadž se tato kategorie lesů do značné míry vyskytuje v intravilánu, dochází nutně k omezování jejich rozlohy na nezbytné minimum. Nabývají proto zpravidla pásový tvar se šířkou odpovídající sledovanému účelu. Návštěvnost těchto lesů je s ohledem na jejich strukturu i funkci nežádoucí a nevhodná. Analogické poslání mají i lesy v ochranných pásmech vodních zdrojů (včetně léčivých a minerálních), vylišené již citovanou vyhláškou č. 13/1978 jako samostatné kategorie lesů. Rozdíl je pouze v tom, že hygienická subkategorie lesů chrání obyvatelstvo před zdroji znečištění, kdežto ochranná pásma chrání přírodní zdroje před vlivem člověka.

Třetí subkategorii lesů zdravotního významu tvoří lesy rekreační, jak podle ČSN 48 0000 Názvosloví v lesním hospodářství označujeme lesy zvláštního určení, sloužící k oddechu pracujících v rekreačních oblastech v blízkosti větších měst a sídlišť. S ohledem na naše specifické poměry s přebujelou výstavbou soukromých rekreačních chat na lesní půdě se u nás pod pojmem rekreační les zpravidla rozumí ty části lesa, kde způsob hospodaření je omezen pro tuto chatovou zástavbu. Podle výsledků statistického šetření bylo k 30. 9. 1971 v ČSR na lesní půdě 25 774 objektů individuální rekreace (tj. 16,47 % všech objektů). Užívaná plocha lesní půdy (plocha stavebního pozemku) činila v té době 632 ha (tj. průměrně 245 m² na jeden objekt), z toho zastavěná plocha pouze 90 ha (35 m² na jeden objekt). Nová právní úprava již v zásadě nedovoluje vyjímát lesní půdní fond pro novou výstavbu individuálních rekreačních chat a připouští pouze dvě výjimky. Chatová zástavba, provedená před účinností nového zákona o lesích, není řešena a je nutno s její existencí počítat. Z uvedených čísel však vyplývá, že tato subkategorie lesů není plošně příliš významná.

Daleko významnější je subkategorie lesů, sloužících nepobytové rekreaci, a to především v příměstských zónách velkých městských a průmyslových aglomerací, které mimo jiných funkcí mají sloužit i každodenní rekreaci městské populace. Na šířku příměstské zóny není u nás ani ve světě dosud jednotný názor (Poleno 1978a). Zpravidla se uvádí, že vnější hranice této zóny je dána dostupností za 30—45 minut hromadnou dopravou z centra. Vyjádřeno v délkových jednotkách to

odpovídá — podle konkrétní dopravní situace ve městě — asi 20 až 25 kilometrů od centra města. Rozvoj měst však neprobíhá v poslední době rovnoměrně po celém obvodu, ale s ohledem na dané přírodní i ekonomické podmínky se řada nových sídlišť vysunuje do území od centra značně vzdálených. Této situaci musí pochopitelně odpovídat i hranice příměstské zóny.

Aby mohla být zodpovědně vymezena vnější hranice příměstských lesů kolem našich velkých měst, je nutno především:

odvodit závislost požadavků na každodenní a víkendovou rekreaci na velikosti města a hustotě osídlení,

analyzovat dosavadní růst požadavků na rekreační pobyt ve volné přírodě a vyslovit prognózu dalšího vývoje,

vyšetřit požadavky městských obyvatel (podle velikosti měst) na velikost požadovaného rekreačního prostoru; obráceně to znamená stanovit sociologické meze rekreační návštěvnosti,

posoudit vztah celkové roční a špičkové denní návštěvnosti a vyhodnotit předpoklady i důsledky kolísání rekreační návštěvnosti,

vyjádřit závislost rekreační návštěvnosti krajiny (každodenní a víkendové) na vzdálenosti od místa bydliště,

vyhodnotit prvky rekreační atraktivity krajiny a jejich vliv na geografii rekreace,

vyšetřit dispozice a labilitu reprezentativních ekosystémů vůči rekreační návštěvnosti a dále jejich regenerační schopnost a odvodit tak biologickou únosnost krajiny pro rekreaci.

Ke všem těmto bodům byla již zpracována metodika řešení — Poleno 1975a, 1976a, 1977a, 1978a, 1978d, 1979b. Kromě teoretické báze řešení je v citovaných pracích provedena i aplikace pro konkrétní podmínky pražské-středočeské aglomerace, pro kterou byly naznačeným způsobem odvozeny hranice příměstské zóny a lokalit víkendové rekreace.

Čím hustší je osídlení oblasti (popř. státu), tím obtížnější je rajonizace lesů (ve smyslu makrorajonizace) podle jediné jejich funkce. S hustotou osídlení totiž vzrůstají lokální požadavky na souběžné plnění řady často i protichůdně působících funkcí. Lesy, v nichž se koncentrují požadavky na jejich funkce ve zdravotní sféře, jsou vystaveny i dalším požadavkům, např. vodohospodářským, požadavkům státní ochrany přírody atd. Je nutno počítat i s výskytem funkcí ochranných, které jsou při takovém souběhu funkcí nadřazeny zvláštnímu určení. Pro lesní hospodářské celky v hustě osídlených územích je proto typické víceúčelové využívání, vyžadující optimalizaci jednotlivých hospodářských opatření. Aby bylo možno jednotlivé požadavky na lesy definovat a přesně lokalizovat, což je nezbytným předpokladem pro mikrorajonizaci lesních částí, doporučuje se pro takovéto exponované lesní hospodářské celky konstruovat tzv. mapu funkcí lesa (nejlépe v měřítku mapy organizační). V NSR se taková mapa vyhotovuje pro celé státní území v měřítku 1:50 000 (Rödig 1972, Leitfaden zur Kartierung... 1974).

SPECIÁLNÍ ŠETŘENÍ

Vyhláška MLVH-ČSR č. 13/1978 stanoví (§ 14, odst. 2), že pro potřeby rámcového plánování se provádí (pokud je třeba) speciální šetření

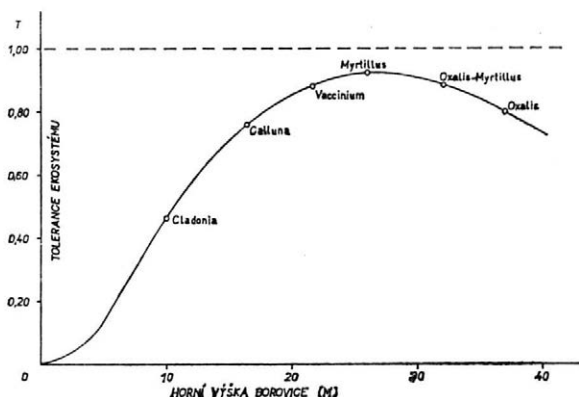
s ohledem na přírodní, společenské, technické a ekonomické podmínky lesního hospodářství. K vyjádření všech vpředu uvedených závislostí, nezbytných pro rajonizaci lesů, je nutno získat obsáhlý empirický materiál o poměrech ve sledovaném území. Některá šetření byla u nás konána již dříve a je možno jich vhodně využít i pro netradiční účely a cíle. Mám na mysli zejména výsledky typologických prací, které vyústily v jednotnou typologickou charakteristiku lesů ČSR. Základní jednotkou je zde lesní typ, který svým komplexním pojetím lesní biocenózy a jejího prostředí (tj. ekosystému), může být využit i pro odvození biologické únosnosti území pro rekreaci (Poleno 1979b).

Každý ekosystém má schopnost až po určitou mez odolávat nepříznivým vnějším vlivům a zachovávat tak svou nezměněnou existenci a funkční schopnost — tzv. tolerance ekosystému. Tato mez tolerance se při sledování vlivu rekreace na ekosystémy zpravidla označuje jako biologická mez (nebo únosnost) návštěvnosti krajiny. Její výše je značně pohyblivá, a to nejen při srovnávání různých ekosystémů, ale i v jednom systému (např. podle daných povětrnostních podmínek). Proto v literatuře často uváděné meze návštěvnosti v počtu osob na jednotku plochy lesa jsou pouze hrubými odhady, vycházejícími z určitých lokálních zkušeností, které však rozhodně nelze generalizovat. Mez tolerance (návštěvnosti) je výsledkem protikladně působících sil — vnějších (poškozujících) a vnitřních (regeneračních).

Intenzita působení vnějších faktorů je ovlivněna řadou charakteristických znaků ekosystému, označovaných souborně jako dispozice abiotických složek a labilita ekosystému (Ellenberg 1972). Dispozice k poškození je dána především dosažitelností lokality, její přístupností, konfigurací, sklonem a charakterem terénu, hloubkou, skladbou a typem půdy apod. Mezi nejdisponovanější k poškození rekreačním provozem patří půdy na příkrých svazích, dále těžké půdy náchylné k zamokření (oglejené půdy a pseudogleje), na druhé straně pak půdy extrémně lehké (např. váté písky). Labilita ekosystému vyjadřuje rozsah a rychlost změn v rovnováze partnerů a ve vlastnostech abiotických podmínek, vyvolaných vnějším zatížením. Reciproční hodnotou lability je odolnost vůči poruchám rovnováhy. Labilita ekosystému vyplývá především ze skladby a vlastností rostlinného pokryvu, jeho růstových forem, stupně vývoje, hustoty a pokryvnosti. Za relativně nejodolnější je možno považovat ekosystémy blízké klimaxovému stadiu — např. smíšené lesy horských pásem, smíšené doubravy nížin apod. Naproti tomu nejlabilnější jsou systémy, které jsou dosud vzdáleny svému klimaxovému stadiu a vykazují mimořádnou dynamiku. To platí především o nově založených lesích, o monokulturách jehličnatých dřevin na neodpovídajících stanovištích, dále pak o porostech na nově se vytvářejících půdách (náplavy a nánosy, sutě, antropogenní půdy apod.).

Tyto rámcové a jistě ještě neúplné úvahy naznačují, jak mnohostanné jsou faktory ovlivňující výsledek působení rekreační návštěvnosti na ekosystémy a jak obtížné je provést její komplexní zhodnocení a hlavně kvantitativní vyjádření závislosti mezi intenzitou návštěvnosti a stupněm změn v ekosystému. Naše zkušenosti v tomto směru jsou dosud nedostatečné, takže veškerá dosavadní rozhodování na úseku organizace a řízení rekreace jsou založena jen na dílčích lokálních zkušenostech, což nutí k nezbytné opatrnosti.

Z dílčích šetření o reakci rostlinných druhů rostoucích v lesích na krátkodobé ušlapávání vyplývá, že nejcitlivější jsou — z důvodů anatomických i morfologických vlastností — byliny nejbohatších stanovišť. Méně citlivé jsou trávy a byliny na středně úrodných až chudších stanovištích. Často se proto dedukuje, že poškození fytocenóz se zvyšuje s úrodností stanoviště. Tento závěr však rozhodně neplatí v plném rozsahu, poněvadž u fytocenóz nejchudších stanovišť se citlivost opět poměrně rychle zvyšuje. Při dlouhodobě působícím vlivu rekreace je nutno navíc počítat s tím, že vegetace na úrodných stanovištích má zpravidla daleko vyšší regenerační schopnost, takže i při značném poškození po jednorázovém impulsu je celková tolerance poměrně vysoká.



1. Závislost tolerance k ušlapávání na úrodnosti stanoviště (vyjádřené horní výškou borovice). — A relationship of the tolerance to trampling down and the locality fertility (expressed by the dominant height of pine)

Závislost tolerance ke krátkodobému ušlapávání na úrodnosti stanoviště je pro přízemní vegetaci v lesích různých typů schematicky vyjádřena na obr. 1. Úrodnost stanoviště je zde charakterizována horní výškou borovice v mýtním věku (90 let). Hodnoty tolerance (T) vyjadřují podíl nepoškozené části přízemní vegetace po krátkodobém působení lidských kroků (Kellomäki-Saastomoinen 1975). Na obrázku jsou u křivky tolerance schematicky uvedeny i hlavní typy lesa, odpovídající ve Finsku příslušné horní výšce borovice.

Na základě autorem navržené metodiky (Poleno 1979b) a s použitím dílčích známých výsledků o dispozici, labilitě a regenerační schopnosti nejvýznamnějších ekosystémů lze vyhodnotit biologickou únosnost sledovaného území. Předběžné výsledky jsou v rozporu s vžitou představou, že by rekreaci měly být věnovány především lesy na nejchudších stanovištích. Řešení této významné otázky — na ekologické bázi — naznačuje, že nejvhodnější jsou k rekreačnímu využívání lesní typy na středně úrodných až bohatších stanovištích.

Ekologický princip řešení neznamená, že by se přehlížela stránka ekonomická. Je nutno však objektivně uznat, že ekologické důsledky rekreace, které mohou vést až k závažným ireverzibilním kvalitativním změnám, jsou primární, zatímco kvantitativní ztráta na přírůstu je sekundární. Lze také vyslovit hypotézu, že ztráta na přírůstu bude nepřímo úměrná biologické únosnosti ekosystému.

Výsledky typologických prací je třeba podle zpracované metodiky účelně skloubit s výsledky systematicky provedených analýz v repre-

zentativních lesních typech podle vlivu experimentálně zaváděných jednotlivých činitelů rekreační aktivity na vegetaci a půdu. Na této práci se pochopitelně musí podílet i výzkumná základna. Získaných údajů bude použito jako vstupních dat pro formulaci matematických modelů, simulujících podle lesních typů jednotlivé formy rekreační aktivity a jejich intenzity. Tak bude možno vyslovit prognózy o dalším vývoji takto zatížených ekosystémů a definovat biologické meze rekreační návštěvnosti, popř. regulovat rekreační aktivity.

Kromě aspektů ekologických a ekonomických je třeba u rekreační funkce lesa vzít v úvahu i aspekt společenský. Autor vyhodnotil v citovaných pracích řadu vlastních i cizích šetření a průzkumů o názorech a požadavcích občanů a odvodil z nich s pomocí matematicko-statistických metod některé závěry, které jsou formulovány jako korelace k velikosti sídla, takže je lze aplikovat i pro další města nebo aglomerace. Přesto však bude nutno tyto obecně použitelné závěry doplnit lokálním šetřením, zejména o rekreační atraktivitě území, o dopravních podmínkách pro rekreaci, o chatové zástavbě apod.

RÁMCOVÉ PLÁNOVÁNÍ

Rámcové plánování navrhuje zásady budoucího hospodaření v lesích na základě potřeb společnosti, a to pro hospodářské soubory. Příloha k vyhlášce MLVH-ČSR č. 13/1978 obsahuje seznam hospodářských souborů pro hospodářské a ochranné lesy. Při zpracování vyhlášky se zřejmě předpokládalo, že pro lesy zvláštního určení není třeba vytvářet zvláštní hospodářské soubory. Při rámcovém plánování se navrhuje pro hospodářské soubory tvar lesa, hospodářský způsob a jeho forma, kterými má být sledovaný tvar lesa dosažen, doba obmýtní i obnovní a cílová skladba dřevin; dále pak i výše těžby a způsob obnovy a výchovy. Všechny tyto prvky hospodářské úpravy lesů jsou ovlivněny také zvláštním určením lesů, a proto je žádoucí vytvořit i v těchto lesích specifické hospodářské soubory.

Hospodářským tvarem lesa by měl zpravidla být les vysoký, který zabezpečuje všechny požadované zdravotní funkce a také z hlediska produkčního a estetického si zaslouží přednost. Nelze však ani zcela vyloučit les výmladkový, jehož výhodou je především rychlá a jednoduchá obnova lesa. V důsledku toho se na minimum zkracuje období, kdy porosty v důsledku obnovy jen ve velmi omezeném rozsahu plní požadované funkce. Tuto výhodu je možno ve větším měřítku využívat především u lesů hygienického významu. Výmladkový les zde umožňuje dosahovat i požadovanou maximální hustotu porostů a pokud možno nízký průměrný věk, poněvadž hygienické požadavky plní nejlépe mladé a středně staré porosty. Často uváděná námitka proti listnatým porostům, že plní zdravotní funkci jen ve vegetačním období, není tak závažná, jak se předpokládá. Husté listnaté mlaziny plní hygienickou funkci i v zimě lépe než mýtně zralé porosty jehličnaté (Mitscherlich, Schölzke 1977).

Dalšími přednostmi výmladkového lesa, významnými zejména v rekreačně využívaných lesích, jsou jeho půdoochranné vlastnosti, vysoká odolnost proti vlivům návštěvnosti a nejvyšší regenerační schopnost.

Proto zejména na mimořádně k poškození disponovaných lokalitách (příkré svahy, těžké a oglejené půdy apod.) by mohla být tomuto hospodářskému tvaru, popř. lesu sdruženému, dána přednost i v lesích rekreačních. Sdružený les se svým vzhledem blíží lesu parkovému, je esteticky působivý pro mohutné kmeny horní etáže. Také stav půdy je ve sdruženém lese zpravidla velmi dobrý, takže je možno tento tvar doporučit pro rekreačně intenzívně využívané lesy.

Nejvhodnějším hospodářským způsobem je v lesích zdravotního významu způsob pasečný maloplošných forem. V myslích řady našich lesníků dosud přetrvávají neúplné a často i chybné představy o celospolečenské účinnosti různých hospodářských způsobů, podle nichž by nejlepším v tomto směru měl být způsob výběrný. Striktní realizace představ tohoto druhu by vyvolala v praktickém provozu lesního hospodářství nepřekonatelné technologické obtíže a vážné ekonomické ztráty. Výběrný způsob hospodaření je v lesích zdravotního významu naprosto nereálný již proto, že v našich podmínkách se tyto lesy vyskytují (s výjimkou lesů lázeňských) téměř výlučně ve srážkově chudých oblastech nížin a pahorkatin (vegetační stupeň dubový a dubo-bukový), zatímco les výběrný může existovat jedině ve srážkově bohatých horských polohách. Poněvadž hlavní dřevinou výběrného lesa je jedle a v menší míře pak smrk, jejichž použití v okolí městských a průmyslových aglomerací je z důvodů vysoké hladiny imisí vyloučeno, je zřejmé, že představy o výběrném lese vycházejí z nepochopení.

Z uvedených důvodů často nepříznivých růstových podmínek (nízké množství srážek) nebude ani vždy možné použití podrostních forem pasečného způsobu, které by jinak pro stupňovitý zápoj, přecházející dočasně až v etážovité uspořádání porostů, byly vhodné. Nevýhodou podrostního způsobu v rekreačním lese je zpravidla pomalý obnovní postup a dlouhá obnovní doba. To vede k dlouhodobému vyloučení obnovovaných porostů z rekreačního provozu a k dlouho trvajícím ochranným opatřením. Je nutno však také konstatovat, že z hlediska zdravotních funkcí není ani maloplošná holá seč nijak na závadu, v určitých podmínkách představuje dokonce optimální řešení. Bylo by tedy nepochopitelným konzervatismem ji ze způsobů hospodaření zde vylučovat. Větší holé seče, zejména při nevhodném umístění do terénu, snižují funkční účinnost a působí i z hlediska estetického rušivě. Tyto nedostatky holých sečí je možno eliminovat jednak přizpůsobením k terénu, jednak ponecháním určitého počtu výstavek (borovice, modřinu, dubu), zejména podél cest a pěšin. Výstavkové hospodářství má nejen příznivý efekt estetický — ponechání vybraných nejkrásnějších stromů, zaplnění prázdného prostoru nad holinou a mlazinou, možnost vypěstování mimořádně mohutných jedinců; je výhodné i z funkčního a ekonomického hlediska.

Délka obmýtí se řídí převládající funkcí lesa. U lesů s bioklimatickou a rekreační funkcí se zpravidla bude obmýtí v únosných mezích prodloužovat, zejména při převládajícím dubu. Dosáhne se tím zmenšení každoročně obnovované plochy, která je funkčně neúčinná. Prodloužení obmýtí je i významným provozně racionalizačním prvkem, poněvadž snižuje potřebu pracovních sil i nákladů na zalesňování, ochranu a výchovu nejmladších porostů. Toto prodloužení obmýtí má však pochopitelně i své meze, poněvadž se při něm nejen snižuje přírůst porostů a hospodářského celku, ale často dochází i ke zhoršování kvality dřeva (hniloby)

a ke zvyšování nahodilých těžeb (zejména u jehličnatých dřevin). Při těchto nahodilých těžbách se znehodnocuje vyprodukované dřevo, zhoršují se těžební i dopravní podmínky, je narušována struktura lesa (Poleno 1978e), snižuje se tak funkční účinnost lesů a dochází i k ohrožení života a zdraví návštěvníků. Proto úvahy o prodlužování obmýti až k dosažení přirozeného mýtního věku jsou nesprávné. Přitom se často zaměňuje přirozený mýtní věk dřeviny (stromu) s přirozeným mýtním věkem porostů.

Každý les, který má plnit kteroukoliv ze svých funkcí, musí být řádně (tj. s ohledem na požadované účinky) obhospodařován. Poněvadž těžba dřeva je jedním ze základních prvků hospodaření v lese, nemůže být vyloučena, ani samoučelně omezena. Je naprosto nesprávná představa, že optimální způsob hospodaření z hlediska mimoprodukčních funkcí je zastavení nebo aspoň radikální omezení těžby dřeva a ponechání lesa jeho přirozenému vývoji. Takové hospodaření, nezajišťující základní požadavek rovnoměrné a plynulé reprodukce lesa, by vedlo naprosto bezpečně ke zhoršení všech jeho funkcí, produkčních i mimoprodukčních. Fyzicky přestárlé, nevychované porosty, bez záměrné úpravy druhové, věkové i prostorové skladby, bez systematického zajišťování obnovy žádoucími dřevinami, spějí bezpečně vstříc postupné likvidaci, více méně urychlované kalamitami všech druhů.

U lesů hygienického významu se ukazuje zřetelně, že optimální plnění požadovaných účinků mají porosty mladé a středního věku. Je proto nutno zde počítat s radikálním zkrácením obmýti na 60—80 roků.

O době obnovy u lesů zdravotního významu (zejména rekreačních) se často předpokládá, že by měla být velmi dlouhá. Jediným rozumným důvodem pro tento požadavek je hledisko estetické. Již v souvislosti s hospodářskými způsoby bylo zdůrazněno, že dlouhá obnovní doba zde má víc záporných stránek než kladných — zvyšuje se nadměrně plocha obnovovaných (a tedy rekreačně nepřístupných) porostů, zvyšují se náklady na ochranu kultur, těžba a vyklizování dřeva je pracovně i nákladově náročnější. Požadavku na rychlou obnovu je třeba přizpůsobit i volbu dřevin a technologii obnovy.

Otázkám výhledových provozních cílů jsem věnoval pozornost již v dřívějších pracích (Poleno 1974, 1977b) a zpracoval jsem i metodický postup při jejich odvozování v konkrétních podmínkách (Poleno 1975b, 1976b). V poslední době se otázkou optimalizace provozních a obnovních cílů v rekreačních lesích zabývá Řešátko (1978). Také otázkou výchovy porostů v lesích zdravotního významu jsem se zabýval v citovaných pracích. V zásadě je možno shrnout, že v lesích, v nichž převládá hygienická funkce, je žádoucí maximální hustota a přirozené zakmenění porostů spolu s dokonalým zapláštěním okrajů. Tomuto cíli odpovídají velmi slabé podúrovňové zásahy, omezující se často na odstranění odumírajících jedinců. Naproti tomu v rekreačních lesích se považuje za účelné udržování poněkud sníženého zakmenění (Poleno 1978c), které však nemusí klesnout pod tzv. kritickou mez (podle Assmanna). Pouze v parkových lesích se pracuje s mimořádně sníženým zakmeněním. S ohledem na žádoucí tloušťkovou i výškovou diferenciaci porostů se v rekreačních lesích doporučují úrovňové probírky, pokud je lze s ohledem na druhovou skladbu realizovat. I naznačená zvýšená intenzita výchovných zásahů má však své meze, diferencované

podle růstových podmínek — na chudých a suchých stanovištích mohou být zásahy intenzivnější než na úrodných a vlhkých.

V rámcovém plánování je třeba zajistit také dostupnost a přístupnost rekreaci vyhrazených lesů, což vyžaduje vybudování dostatečného množství cest a pěšin. Přitom je třeba přihlížet i k biologické únosnosti pro rekreační návštěvnost u jednotlivých lesních typů, o které bylo hovořeno vpředu.

PODROBNÉ PLÁNOVÁNÍ

Vzhledem ke zmíněné již víceúčelovosti většiny našich lesů je třeba, aby v tiskopise pro popis porostů bylo pamatováno na zřetelné označení všech sledovaných funkcí a požadovaného prvořadého účinku porostu. Maximálního funkčního efektu i estetického působení je možno zpravidla dosáhnout za cenu zvýšené intenzity hospodaření — zejména při ošetřování a ochraně kultur, při výchově nejmladších porostů, při těžbě dřeva a jeho vyklizování, při úklidu křestů apod. Je třeba také na nezbytné minimum omezit používání pesticidů všech druhů. Perzistentní látky, které se mohou za určitých okolností v biocyklu hromadit a přecházet do organismu lidí, zvířat nebo rostlin, jsou zde naprosto nepřijatelné.

Nestačí však pouze uložit všechna tato opatření v podrobném provozním plánu (v hospodářské knize), je třeba zajistit vazbu na státní plán rozvoje národního hospodářství. To znamená, že je nutno zajistit odpovídající ohodnocení této zvýšené provozní intenzity, a tím i soulad mezi objemem výkonů, produktivitou práce a finančními náklady.

Došlo dne 22. 3. 1979

Literatura

1. ELLENBERG, H.: Belastung und Belastbarkeit von Ökosystemen. Tagungsbericht d. Gesellschaft f. Ökologie, 19-31, Giessen, 1972
2. KELLOMÄKI, S. — SAASTAMOINEN, V. L.: Trampling tolerance of forest vegetation. Acta forest. fennica, vol. 147, Helsinki, 1975
3. MITSCHERLICH, G. — SCHÖLZKE, D.: Schalldämmung durch Wald. Allg. Forst- u. Jagdzeitung, 148, 1977, s. 125-114
4. POLENO, Z.: Zdravotně rekreační funkce lesů a jejich hospodářská úprava. IX. tech.-ekon. konf. ÚHÚL, 1974, s. 107-135, Zvolen
5. POLENO, Z.: Rekreační návštěvnost krajiny. Les v krajině, 1975a, s. 57-72, Spišská Nová Ves
6. POLENO, Z.: Provozní cíle a metodika jejich stanovení. Záv. zpráva VLÚ, Kostelec n. Č. l., 1975b
7. POLENO, Z.: Die Erholerfrequenz im Wald. Trees and Forest for Human Settlements 1976a, s. 63-75, Toronto
8. POLENO, Z.: Metodika odvozování výhledových provozních cílů. 1. setkání členů čs. spol. pro vědy zem., les., vet. a potrav. při ČSAV a SAV, 1976b, s. 204-205, Praha
9. POLENO, Z.: Zelená a biologické aspekty životního prostředí v pražské aglomeraci. Záv. zpráva VÚLHM, Strnady, 1977a
10. POLENO, Z.: Zásady hospodaření v lesích s převládající zdravotní, hygienickou a rekreační funkcí. Funkcia lesov v poľnohospodársko-priemysel. sústave v ČSSR, 1977b, s. 69-72, Poprad
11. POLENO, Z.: Příměstské lesy a jejich funkce. Les. práce, 1978a, 57, s. 429-435
12. POLENO, Z.: Akustická studie pro okolí nájezdové rampy na most v Praze 5 - Zbraslavi n. Vlt., VÚLHM Strnady, 1978b

13. POLENO, Z.: Vliv zakmenění na produkci a funkční efekt lesa. Zprávy lesnického výzkumu, 2, 1978c, s. 34-37
14. POLENO, Z.: Rajonizace lesů s ohledem na jejich zdravotní a rekreační funkci. Záv. zpráva VÚLHM, Strnady, 1978d
15. POLENO, Z.: Důsledky působení škodlivých činitelů na produkci a strukturu lesa. Zprávy les. výzkumu, 1978e, 1, s. 21-26
16. POLENO, Z.: Koncepce zeleně pro hlavní město Prahu. Ved. práce VŠÚOZ Průhonice, 1 (v tisku), 1979a
17. POLENO, Z.: Vlijanje massovogo turisma na rastiťelnost i počvu. Zaščita počvěnných i rastiťelných resursov (v tisku), Warszawa, 1979b
18. RÖDIG, K. P.: Die Darstellung der Schutz- und Erholungsfunktionen des Waldes in der Karte. Allg. Forstzeitschr., 27, 1972, s. 500-502
19. ŘEŠÁTKO, M.: Optimalizace provozních a obnovních cílů v lesích zvýšeného rekreačního významu. Dílčí záv. zpráva, VLÚ Kostelec n. Č. l., 1978
20. Leifaden zur Kartierung der Schutz- und Erholungsfunktionen des Waldes. Frankfurt, 1974
21. Soupis objektů individuální rekreace k 30. 9. 1971. Praha (ČSÚ), 1972

ПОЛЕНО, З. (Výzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jiloviště - Strnady). Устройство лесов санитарного значения. Lesnictví, 25, 1979 (10): 945-958.

Из приведенных главных принципов для лесоустройства в лесах санитарного значения вытекает, что не нужно противопоставлять изучаемые непроизводственные функции леса в антагонистическом противоречии с производственно-экономической их функцией. Обе основные группы функций можно рационально учитывать при закладывании насаждений, при уходе за ним и при главной рубке и соответственным оптимизационным методом найти наилучший вариант решения. Однако это принципиальное положение еще не означает, что в связи с исследуемыми непроизводственными функциями не возникнет неизбежная необходимость в некоторых операциях, которые бы в хозяйственных лесах не проводились, и наоборот, что от некоторых операций не нужно было здесь отказаться, даже если они с производственных точек зрения не являются помехой. На ограниченных площадях и место-произрастаниях (особенно в парковых лесах) необходимо будет осуществить даже мероприятия, явно противоречащие аспектам лесного производства — прорубка просек, при случае прореживание насаждений для улучшения вида на пейзаж, для оформления пляжей на берегах рекреационных водных площадей и т. п. Однако эти вмешательства будут, как правило, иметь лишь незначительный масштаб, так что с хозяйственной точки зрения они не будут иметь особого значения.

Задачей первостепенной важности при лесоустройстве являются четкая спецификация общественных требований к лесам, их квантификация и локализация. В областях, в которых требования к отдельным непроизводственным функциям лесов совмещаются, желательно эти требования выразить графически на карте функций леса и отметить в них также их порядок важности. Таким образом выраженному общественному требованию (в рекреационных лесах дополненному также потенциальной посещаемостью) будет соответствовать и функционально мотивированное районирование лесов. У рекреационных лесов зависимость от населенных пунктов более свободна и потому можно посещаемость до известной степени направлять и регулировать. Основным условием для этого является выведение биологической пригодности к отдельным формам рекреационной активности у основных типов леса.

общественная функция лесов; леса санитарного значения; карта функций леса

POLENO, Z. (Výzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jiloviště - Strnady). The Management of Recreational Forests. Lesnictví, 25, 1979 (10): 945-958.

It has ensued from the fundamental principles of the management of the forests of recreational character that the extra-productive functions need not be antagonistic to the production-economic function. The two fundamental functions can be taken into account when establishing the stand, in the course of stand tending and final felling, the best variant of the solution should be found by a suitable optimizing method. This principal viewpoint implies that following from the extra-production functions it will be necessary to take some steps that would not be taken in the commercial forest, and vice versa it will be necessary to abandon some activities even though in view of the forest production they could be performed. The measures will have to be taken, on limited areas and localities (especially of the

park forests), that contradict the viewpoint of production — cutting the rides, or stand thinning to extend the range of sight, to establish beaches on the banks of recreational water reservoirs, etc. The extent of these measures will be, however, small, and they will not be very important in view of the forest production.

First of all, the forest management implies clearly specified societal requirements for forests, their quantifying and localizing. At such localities where the requirements for different extra-production functions of the forest accumulate, these requirements should be represented graphically on a map of the forest functions, with designating the order of urgency. The rayonization of forests given by the forest functions will correspond to the societal requirement expressed in this way (and complemented by potential frequentation of recreants in the recreational forests). As to the recreational forests, the colligation with the places of settlement is loose, and therefore the frequentation can be, in some degree, regulated and controlled. Biological limits of particular forms of recreational activities must be therefore inferred for the fundamental types of forests.

societal function of the forest; recreational forest; map of forest functions

POLENO, Z. (Výzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jíloviště - Strnady.) *Einrichtung der Wälder mit gesundheitlicher Bedeutung*. Lesnictví, 25, 1979 (10) : 945-958.

Aus den angeführten Hauptgrundsätzen für die Einrichtung der Wälder mit gesundheitlicher Bedeutung geht hervor, daß es nicht nötig ist die untersuchten landeskulturellen Funktionen in ein antagonistisches Verhältnis zur produktionsökonomischen Funktion der Wälder zu stellen. Die beiden Gruppen von Funktionen können zweckmäßig berücksichtigt werden, und zwar bei der Bestandesgründung, Erziehung und Hauptnutzung und es ist möglich, mit Hilfe eines geeigneten Optimierungsvorganges die beste Lösungsvariante zu finden. Dieser grundsätzliche Standpunkt bedeutet jedoch nicht, daß wegen der untersuchten landeskulturellen Funktionen einige Maßnahmen nicht unbedingt nötig sein werden, die im Wirtschaftswald nicht durchgeführt würden, und umgekehrt, daß es nicht nötig sein wird von einigen Tätigkeiten abzusehen, auch wenn sie vom Standpunkt der Produktion aus gesehen nicht hinderlich sind. Auf beschränkten Flächen und Örtlichkeiten (namentlich denjenigen der Parkwälder) werden auch Eingriffe notwendig, die dem Standpunkt der Produktion ausgesprochen zuwiderlaufen: Aufhauen von Schneisen, eventuell Auflichtung der Bestände zur Sicherung von Ausblick, zur Einrichtung von Strandsäumen an Ufern der Erholungswasserflächen usw. Diese Eingriffe werden jedoch ist der Regel nur ein geringes Ausmaß haben, so daß sie vom wirtschaftlichen Standpunkt aus nicht besonders bedeutsam sein werden.

Eine erstrangige Aufgabe der Forsteinrichtung stellt eine klare Spezifikation der Anforderungen der Gesellschaft an Wälder, ihre Quantifikation und Lokalisation dar. In Gebieten, wo die Anforderungen an einzelne landeskulturelle Funktionen der Wälder zusammenkommen, ist es erforderlich, diese Anforderungen graphisch in einer Karte der Waldfunktionen darzustellen und hier die Reihenfolge ihrer Dringlichkeit auszudrücken. Der auf diese Weise ausgedrückten Anforderung der Gesellschaft (bei Erholungswäldern vervollständigt durch die Angabe der potentiellen Besucherfrequenz) wird auch eine funktionell motivierte Rayonierung der Wälder entsprechen. Bei den Erholungswäldern ist die Bindung an Besiedlungszentren lockerer, und deswegen ist es möglich die Besucherfrequenz bis zu einem gewissen Grad zu regeln und zu lenken. Die Grundvoraussetzung dafür ist die Ableitung der biologischen Belastungsfähigkeit für einzelne Formen der Erholungsaktivität für die wichtigsten Waldtypen.

Gesamtgesellschaftliche (landeskulturelle) Funktionen der Wälder; Wälder mit gesundheitlicher Bedeutung; Karte der Waldfunktionen

Adresa autora:

Ing. Zdeněk Poleno, CSc., Výzkumný ústav lesního hospodářství a myslivosti, Jíloviště - Strnady, 255 01 Praha 5 - Zbraslav

HALAJ J.: VÝŠKOVÝ RAST A ŠTRUKTÚRA PORASTOV. 1978, BRATISLAVA

Obsahově je kniha v podstatě rozdělena na dvě hlavní části, z nichž v první části celkem o pěti kapitolách se pojednává o výškovém růstu čtyř hlavních dřevin (sm, jd, bk, db) a ve druhé části v šesté kapitole pak o výškové struktuře porostů.

V souhrnu je možno konstatovat, že v prvních pěti kapitolách je v práci vyřešena velmi podrobně problematika aplikace výškových funkcí v geometrické interpretaci – výškové křivky a jejich vzájemné matematické vztahy v bonitních výškových vějířích. Komplexním vyřešením tohoto podstatného biometrického problému byly získány nejzákladnější podklady pro odvození ostatních taxačních veličin, tedy pro logickou konstrukci modelu celých růstových tabulek, v nichž výškový růst je předpokladem pro bonitaci.

Podrobný rozbor výškového růstu se zaměřením na konstrukci růstových tabulek byl autorem vědecky zpracován na podkladě údajů měřených na území ČSSR. Celkem jde o vyhodnocení 3280 výzkumných ploch, na nichž bylo při opakovaném měření získáno celkem 4620 základních údajů. Vyhodnocení bylo provedeno velmi podrobně matematicko-statisticky a graficky. V ČSR jsou údaje z 1472 výzkumných ploch a 2154 měření; v SSR jde o údaje z 1808 výzkumných ploch a 2466 měření.

Z těchto údajů jasně vyplývá, že jde o vyhodnocení velmi rozsáhlého empirického materiálu, a proto je také možno považovat odvození růstových zákonitostí (výškových) za spolehlivé. Poznamenávám, že při konstrukci růstových tabulek v jiných státech nebylo dosud nikdy použito tak rozsáhlého podkladového materiálu.

Autor se na podkladě podrobného rozboru dále zabývá problematikou bonitace, zejména pak zdůvodněním střední výšky jako základního bonitačního údaje a horní výšky ($v_{100}\%$) jako pomocné bonitační veličiny ve zvláštních případech.

Na základě zhodnocení relativních a absolutních bonit bylo v komisi pro konstrukci čs. růstových tabulek rozhodnuto, že bude použito absolutních výškových bonit a že při matematickém zpracování bonitních vějířů bude použito výškových indexů ve 100 letech. Na tom-

to podkladě byly zpracovány systémy bonitních výškových křivek pro všechny hlavní dřeviny.

Autor zhodnocuje dosavadní nejdůležitější metody k odvození věkových výškových křivek na podkladě rozsáhlé odborné literatury a vlastního výzkumu. Dochází k tomu, že na základě předností i nevýhod starší konstrukční metody proužkové i novější metody růstových řad je nejlépe pro naše podmínky využít kombinace obou těchto metod. To znamená využít metody růstových řad spolu s metodou proužkovou, uplatněnou v rámci souborů lesních typů. Tato kombinace je správná, neboť nejistota metody proužkové použité v rámci souborů lesních typů, se tím podstatně snižuje a růstové řady podle autorova postupu se tím zpevní.

V práci se věnuje velká pozornost souborům lesních typů, jejich zastoupení a celkovému jejich produkčnímu vyhodnocení, neboť se staly základem pro vytvoření růstových řad. Důležité přitom je, že založené výzkumné plochy jsou v hospodářsky nejdůležitějších a plochově nejzastoupenějších souborech lesních typů.

Z růstových funkcí pro matematické vyjádření výškových bonitních křivek uvádí autor jen některé nejznámější, jejichž rozbor byl vykonán v řadě prací domácích i zahraničních.

Autor se rozhodl použít pro konstrukci bonitních vějířů tříparametrové Korfovy funkce, která je teoreticky vyhovující a podrobně mnohokrát prověřená.

Převážná většina souborů lesních typů všech dřevin má uspokojivou jednotnost, což je důležité i pro další rozbor. Na podkladě tohoto zjištění je zdůvodněné vypracování jednotného (celostátního) systému výškových bonitních křivek. Pro jistější konstrukci bonitních systémů výškových křivek dřevin byly v některých zdůvodněných případech použity i křivky obalové, vymezující růstové výškové údaje v rámci souborů lesních typů. Tím se v principu proužková metoda aplikuje na vymezení růstových bodových polí menšího rozsahu a podkladový svazek výškových křivek se tím zhuští. Z vyrovnaných výškových křivek seskupených souborů lesních typů byly pro jednotlivé dřeviny vykon-

struovány matematicky definované bonitní vějíře s uvažováním výškových indexů ve 100 letech.

Parametry růstové funkce A , k , n závisí na bonitě a je tudíž zapotřebí řešit tento vzájemný vztah. V Halajové práci jsou vyhodnoceny některé návrhy na řešení této problematiky, z nichž je zejména pozoruhodné řešení J. Hradetzkého z Freiburgu i Br. (1972), který k tomuto účelu použil rovněž mou růstovou funkci.

V předložené práci je na řešení bonitního vějíře podána matematická koncepce prom. matematika Fr. Pánka. Přitom jsou parametry A , k , n vyrovnány v závislosti na bonitě pomocí vhodných regresních funkcí, takže $A = f_1(B)$; $k = f_2(B)$; $n = f_3(B)$. Tyto pomocné funkce se podařilo vyřešit pro všechny uvažované dřeviny, a tím jsou matematicky vyjádřeny bonitní vějíře pro jednotlivé dřeviny. Přitom matematická formulace bonitního vějíře vyhovuje všem požadavkům, jež klademe na soustavu růstových křivek se vzájemnou vazbou.

Na podkladě matematicky vyřešených systémů výškových bonitních křivek byly pro jednotlivé bonity vypočítány roční běžné přírůsty (prvé derivace), jejichž průběh odpovídá obecně známým zákonitostem výškového přírůstu. Podle vzorců vyplývajících z růstové funkce byly pak vypočítány doby kulminace běžného ročního přírůstu (x_1) a průměrného ročního přírůstu (x_2) a u všech dřevin je také uváděno kritérium τ .

Důležité je také autorovo porovnání odvozených tabulek výškových bonitních křivek s údaji růstových tabulek dosud u nás používaných (pro smrk Schwappach 1902, pro jedlí Eichhorn 1902, pro dub Wimmenauer 1900, pro buk Schwappach 1911).

V druhé části práce, tj. hlavní šesté kapitole, se autor podrobně zabývá výškovou strukturou porostů. Na rozbor bylo použito pokusného materiálu z trvalých výzkumných ploch, založených VÚLH hlavně v rámci prací spojených s vyhotovením čs. růstových tabulek. Tento pokusný materiál obsahuje celkem údaje ze 163 TVP (sm 18, jd 46, bo 2, bk 47, dub 30).

Na všech TVP bylo změřeno převážně Bitterlichovým relaskopem celkem 60 310 výšek, tj. na jedné ploše asi 310 výšek.

V rámci měření výšek byla vykonána klasifikace kmenů do stromových tříd podle Konšelovy stupnice. Pro odvození vztahů o výškové variabilitě byl použit též empirický materiál z PVP založených ústavů pro hospodářskou úpravu lesů.

Variabilita porostních výšek je měřena směrodatnou odchylkou, resp. variačním koeficientem. Byla autorem zkoumána okolo aritmetického průměru výšek, dále byl proveden rozbor variability výšek stromů v jednotlivých tloušťkových stupních a konečně rozbor výškové variability okolo výškové vyrovnávací křivky. Z dosažených výsledků vyplývají důležité závěry jak teoretické, tak i praktické. Z údajů o variabilitě výšek v porostech vyplývá např. počet potřebných výběrových výškových měření. Přitom podle požadované přesnosti na nutný počet výškových měření se podle výsledků výzkumu neuplatňuje výměra porostů.

Na základě matematicko-statistických rozborů byly z daného empirického materiálu odvozeny vyrovnané křivky výškových četností. Je to problém, který byl dosud málo výzkumnicky řešen i přes svou teoretickou a praktickou důležitost. Autor tuto celou problematiku velmi důkladně propracoval a jeho výsledky pro hlavní dřeviny jsou obsaženy v názorných tabulkách a grafických zobrazeních.

V posledních statích práce podává autor výsledky svého výzkumu o biosociologické struktuře stejnověkých nemišovaných a částečně i smíšených porostů na základě užívané klasifikace stromových tříd. Tyto výsledky mají obecný význam pro studium všech produkčních otázek lesních porostů.

V souhrnu je možno konstatovat, že publikace přináší zcela nové biometrické lesnické poznatky. Tyto poznatky získané několikaletým plánovitým výzkumem autora jsou významné nejen po stránce teoretické, ale některé závěry jsou použitelné přímo v lesnické praxi. Budou také základní oporou pro biometrický výzkum dalších dřevin, plánovaný v další etapě. Práce o 282 stranách se 45 tabulkami a 133 vyobrazeními je doložena 196 studiemi domácích i zahraničních autorů, zabývajících se danou problematikou. Po stránce formální je úprava a vybavení knihy vzorné.

Prof. Dr. Ing. Václav K o r f, DrSc., lesnická fakulta VŠLD, Zvolen

Podepsáno k tisku dne 7. 9. 1979.

OBŠAH

Korf V.: Biometrický a hospodářskoupravnický výzkum koncem 6. pětiletky	868
Halaj J.: Rast a produkcia smrekových porastov ČSSR	869
Polák J.: Nové poznatky z praktické aplikace metody aktualizace porostních zásob	883
Wolf J.: Vějíř bonitních křivek porostní výšky růstových tabulek	897
Rod J.: Návrh konstrukce bonitních výškových křivek	911
Páv B.: Vztah zápoje a zakmenění ve smrkových porostech horských poloh	931
Poleno Z.: Hospodářská úprava lesů zdravotního významu	945
Aktuality	
Korf V.: Halaj J.: Výškový rast a štruktúra porastov. 1978, Bratislava	959

СОДЕРЖАНИЕ

Корф В.: Биометрическое и лесоустройство исследование в конце 6-й пятилетки	868
Галай Я.: Рост и продукция еловых насаждений ЧССР	879
Полак Й.: Новые данные о применении метода актуализации запасов насаждений в лесном производстве	894
Вольф Я.: Веер бонитетных кривых высоты насаждения таблиц хода роста	908
Род Я.: Проект конструкции бонитировочных кривых высоты	926
Пав Б.: Зависимость между сомкнутостью и полнотой насаждения ельников горных местоположений	942
Полено З.: Устройство лесов санитарного значения	957
Новости	
Корф В.: Галай Я.: Рост в высоту и структура насаждений. 1978, Bratislava	959

CONTENTS

Korf V.: The Biometric and Forest-management Research at the End of the 6th Five-Year Plan	868
Halaj J.: Growth and Yield of Spruce Stands in the CSSR	880
Polák J.: New Information on Practical Introduction of the Method of Actualization of Growing Stocks	895
Wolf J.: A Pencil of Height-class Curves of the Stand Height of Yield Tables	909
Rod J.: A Proposal of Constructing the Height-class Curves	927
Páv B.: A Relationship of the Canopy and Stand Density in Spruce Stands of Mountainous Regions	942
Poleno Z.: The Management of Recreational Forests	957
Topical News	
Korf V.: Halaj J.: Height Growth and the Structure of Stands. 1978, Bratislava	959

INHALT

Korf V.: Biometrische und auf die Regulierung der Wirtschaft gerichtete Forschung Ende des 6. Fünfjahrplanes	868
Halaj J.: Wachstum und Leistung der Fichtenbestände der CSSR	880
Polák J.: Neue Erkenntnisse aus der praktischen Anwendung der Methode von Aktualisation der Bestandesvorräte	895
Wolf J.: Bonitätskurvenschar der Bestandeshöhe von Ertragstafeln	909
Rod J.: Entwurf einer Konstruktion von Bonitätshöhenkurven	928
Páv B.: Beziehung zwischen Kronenschluß und Bestockungsgrad in Fichtenbeständen der Gebirgslagen	943
Poleno Z.: Einrichtung der Wälder mit gesundheitlicher Bedeutung	958
Aktualitäten	
Korf V.: Halaj J.: Höhenwachstum und die Bestandesstruktur. 1978, Bratislava	959

TABLE DES MATIÈRES

Korf V.: Recherche biométriques et d'aménagement des forêts de la fin du 6 ^e quinquennat	868
Halaj J.: La croissance et la production des peuplements d'épicéa en Tchécoslovaquie	881
Polák J.: Les acquisitions nouvelles tirées de l'application pratique de la méthodes d'actualisation des volumes sur pied des peuplements	896
Wolf J.: L'éventail des courbes qualitatives de la hauteur de peuplement des tables de production	910
Rod J.: Le projet de construction des courbes des hauteurs en fonction de leurs classes de qualité	929
Páv B.: Le rapport entre la fermeture du massif et la densité dans les peuplements d'épicéa des terrains de montagne	943
Poleno Z.: L'aménagement des forêts qui ont l'importance sanitaire	An 957
Actualités	
Korf V.: Halaj J.: Croissance en hauteur et structure des peuplements. 1978, Bratislava	959

LESNICTVÍ č. 11/1979

otiskuje tyto práce:

Horák J.: Jihomoravské javorodřínové doubravy (*Corni querceta aceri*) a jejich kontaktní geobiocenózy

Ferda J.: Hnojení a výživa lesních kultur na rašeliništních stanovištích

Jirouš J.: Některé poznatky o kokcidiích zajíců ze středních a severozápadních Čech

Aktuality

Bergl J.: Problematika ochrany škodné zvěře v Československé socialistické republice

Svoboda A. M.: Naše lesní dřeviny — smrk ztepilý. 1977, Warszawa

Vach M.: Kučera J.: Zvyšování chovné kvality srnčí a jelení zvěře. 1977, Praha

Příloha

Matematické metody v lesnictví

Páv B.: Explikace a aplikace některých statistických testů v lesnictví nejvíce používaných (I. část)

Lesnictví č. 11/1979 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, tř. Lidových milicí 22, 120 00 Praha 2.