

Journal of
FOREST SCIENCE

Volume 46, No. 11, November 2000

PRAGUE 2000
ISSN 1212-4834

CZECH ACADEMY OF AGRICULTURAL SCIENCES
INSTITUTE OF AGRICULTURAL AND FOOD INFORMATION

Mezinárodní vědecký časopis vydávaný z pověření Ministerstva zemědělství České republiky a pod gescí České akademie zemědělských věd

An international journal published under the authorization by the Ministry of Agriculture and under the direction of the Czech Academy of Agricultural Sciences

Managing Editorial Board – Redakční rada

Chairman – Předseda

Prof. Ing. Vladimír Chalupa, DrSc., Praha

Members – Členové

Prof. Ing. Jiří Bartuněk, DrSc., Brno
Ing. Josef Běle, CSc., Praha
Doc. Ing. Josef Gross, CSc., Praha
Doc. Ing. Jaroslav Koblížek, CSc., Brno
Prof. Ing. Jan Kouba, CSc., Praha
Ing. Vladimír Krečmer, CSc., Praha
Ing. Václav Lochman, CSc., Praha
Ing. František Šach, CSc., Opočno
RNDr. Stanislav Vacek, CSc., Opočno

Advisory Editorial Board – Mezinárodní poradní sbor

Prof. Dr. Don J. Durzan, Davis, California, U.S.A.
Prof. Dr. Lars H. Frivold, Aas, Norway
Prof. Ing. Milan Hladík, CSc., Zvolen, Slovak Republic
Prof. Dr. Andrzej Jaworski, Krakow, Poland
Prof. Dr. Hans Pretzsch, Freising, Germany
Prof. Dr. Franz Schmithüsen, Zurich, Switzerland
Prof. Dr. Dr. h. c. Branislav Sloboda, Göttingen, Germany
Dr. Jack R. Sutherland, Victoria, B.C., Canada
Prof. Dr. Sara von Arnold, Uppsala, Sweden
Prof. Dr. Nikolaj A. Voronkov, Moskva, Russia
Dr. Sven de Vries, Wageningen, Netherlands

Executive Editor – Vedoucí redaktorka

Mgr. Radka Chlebečková, Praha, Czech Republic

Scope: The journal publishes original results of basic and applied research from all fields of forestry related to European forest ecosystems.

Abstracts from the journal are comprised in the databases: Agris, CAB Abstracts, Czech Agricultural Bibliography, Toxline Plus.

Periodicity: The journal is published monthly (12 issues per year), Volume 46 appearing in 2000.

Acceptance of manuscripts: Two copies of manuscript should be addressed to: Mgr. Radka Chlebečková, executive editor, Institute of Agricultural and Food Information, Slezská 7, 120 56 Praha 2, tel.: 02/24 25 51 06, fax: 02/24 25 39 38, e-mail: forest@uzpi.cz. The day the manuscript reaches the editor for the first time is given upon publication as the date of receipt.

Subscription information: Subscription orders can be entered only by calendar year (January–December) and should be sent to: Institute of Agricultural and Food Information, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Subscription price for 2000 is 195 USD (Europe), 214 USD (overseas).

Actual information are available at URL address: <http://www.uzpi.cz>

Odborná náplň: Časopis publikuje původní výsledky základního a aplikovaného výzkumu ze všech oborů lesnictví, mající vztah k evropským lesním ekosystémům.

Abstrakty z časopisu jsou zahrnuty v těchto databázích: Agris, CAB Abstracts, Czech Agricultural Bibliography, Toxline Plus.

Periodicita: Časopis vychází měsíčně (12x ročně), ročník 46 vychází v roce 2000.

Přijímání rukopisů: Rukopisy ve dvou vyhotoveních je třeba zaslat na adresu redakce: Mgr. Radka Chlebečková, vedoucí redaktorka, Ústav zemědělských a potravinářských informací, Slezská 7, 120 56 Praha 2, tel.: 02/24 25 51 06, fax: 02/24 25 39 38, e-mail: forest@uzpi.cz. Den doručení rukopisu do redakce je publikován jako datum přijetí k publikaci.

Informace o předplatném: Objednávky na předplatné jsou přijímány pouze na celý rok (leden–prosinec) a měly by být zaslány na adresu: Ústav zemědělských a potravinářských informací, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Cena předplatného pro rok 2000 je 816 Kč.

Aktuální informace najdete na URL adrese: <http://www.uzpi.cz>

ELASTICITY ANALYSIS OF FOREST GROWTH AND YIELD MODELS: A CASE OF EUCALYPTUS PLANTATIONS IN CENTRAL-INTERIOR PORTUGAL

ANALÝZA ELASTICITY POROSTNÍHO RŮSTOVÉHO A VÝNOSOVÉHO MODELU: PŘÍPAD EUKALYPTOVÝCH PLANTÁŽÍ VE STŘEDNÍM PORTUGALSKU

L. Yuancai¹, C. P. Marques², J. M. Bento²

¹*Research Institute of Forest Resource Information Techniques, Chinese Academy of Forestry, Beijing 100091, P.R. China*

²*Department of Forestry, Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, 5001 Vila Real, Portugal*

ABSTRACT: Some stand yield models, expressed as a function of stand age, site quality and stand density, are presented for determining a suitable form of stand growth and yield model. Then several compatible growth and yield models are further developed based on the stand yield models. The performances of these models are compared for appropriately predicting stand volume growth and yield of eucalyptus plantations in Central-interior Portugal. The selected model is a compatible growth and yield model of Bennett equation. Finally, the relationships including input-output, input-input and interaction factors in the selected model are analysed and discussed on the basis of the production function concept. These relationships are examined by calculating the elasticities of substitute, the production and scale elasticities, and the cross partial derivative of output with respect to the inputs. The results show that the model is basically consistent with stand biological behaviour.

elasticity; eucalyptus; growth and yield

ABSTRAKT: V článku jsou uvedeny některé porostní výnosové modely, vyjádřené funkcí věku porostu, bonity a hustoty porostu, vhodné ke stanovení příhodné formy modelování růstu a výnosu porostu. Potom je rozvíjeno několik kompatibilních růstových a výnosových modelů, vycházejících z modelů výnosu porostu. Je srovnána vhodnost těchto modelů pro patřičné předpovídání objemového růstu a výnosu porostů eukalyptových plantáží ve středním Portugalsku. Vybraný model je kompatibilní růstový a výnosový model Bennettovy rovnice. Nakonec jsou analyzovány vztahy vstup – výstup, vstup – vstup a interakční faktory ve vybraném modelu a jsou diskutovány z hlediska produkčních funkcí. Tyto vztahy jsou zkoumány pomocí vypočtené elasticity substituce, elasticity produkce a měřítka a smíšených parciálních derivací výstupu podle vstupů. Výsledky ukazují, že model je v zásadě konzistentní s biologickým chováním.

elasticita; eukalyptus; růst a výnos

INTRODUCTION

Eucalyptus plantations are commercially important, producing a wide variety of solid wood, pulp and paper products in Portugal. Thus, it is necessary for forest managers to predict stand yield for planning purposes and forest management. Different stand volume yield models exist now. One of them known as a stand yield equation is composed of a direct function of stand age, site index, and some measure of stand density (Bennett

et al., 1959; Bennett, 1970; Perala, 1971; Sullivan, Clutter, 1972; Burkhart et al., 1985; Pohjonen, 1991; Shiver, Brister, 1992; Pienaar, Rheney, 1995). Another model is known as the stand volume equation (Clutter et al., 1983; Amateis, Burkhart, 1987; Williams, Schreuder, 1996). The choice between the two approaches may simply be a matter of preference and convenience.

The keys to success in developing empirical models need proper problem formulation, selecting suitable

variables and model form, collecting good data (both in quantity and quality), using good coefficient estimation procedures and model validation techniques. Thus, model evaluation is a compulsory and important step before the model is to be applied to make prediction. Different methods and techniques exist regarding how model evaluation could be done. Some researches have been conducted on evaluation of forest growth and yield models (e.g. Oderwald, Hans, 1993; Soares et al., 1994; Vanclay, 1994; Vanclay, Skovsgaard, 1997). Few studies on forest growth models, however, have used the approach of production function analysis, specifically elasticity analysis (Nautiyal, Couto, 1984). The elasticity of a function is defined to be the ratio of marginal function to average function. Elasticity analysis is one of the approaches to analyse the effects of inputs on model outputs and of one input on another. In a forest growth and yield model, elasticity analysis is used as an exploratory tool to aid in understanding model behaviour, by indicating which parameter of the inputs has the largest effect on model outputs.

Forest growth models may constitute many separate but interrelated components, each of which may influence, and be influenced by, other components and assumptions in the models. Therefore it requires a complete understanding of the structural form of the model and the interrelationships between model components, and model evaluation should extend to all model components and assumptions (Vanclay, 1994). Moreover, the current approaches to modelling forest growth mainly include traditionally empirical data-based and biologically meaningful process-based methods (Mohren, Burkhardt, 1994). Production function analysis is very useful as a framework that can link forest growth with the underlying biological and environmental factors (Heady, Dillon, 1961; Hexem, Heady, 1978).

From management-economics points of view, growing tree (stand) is nothing else but a production process. Describing the stand yield as a production function of many input factors, including time, would enable forest managers to study analytically the effect of management decisions on timber yield and the relationship between the various input factors. Such functions relate inputs needed for tree growth to each other and to the process output, timber. These relationships include input-input, input-

output and interaction factor. The relationships are examined by calculating the elasticities of factor substitution, the partial elasticities of production, and the cross partial derivative with respect to input variables. As Nautiyal, Couto (1984) suggested, the relationships could be very useful to guide forest manager in resource allocation decisions. For example, whether stand age and planting density are complements or substitutes depends critically on the sign of cross partial derivative of the yield with respect to these two input factors.

This paper is an attempt to make elasticity analysis of the growth and yield model for eucalyptus plantations in Central-interior Portugal.

MATERIALS

Remeasurement data from a eucalyptus forest inventory conducted by the SILVICAIMA company in Portugal in 1990–1995 were used (Yuancai, 1998). A total of 169 plots from 11 locations were used for this study. The plots were remeasured at least twice (90 plots). Some were measured three times (49 plots) and four times (30 plots). 447 observations were produced from 169 plots (see Table I). The non-overlapping and non-descending growth interval data were compiled for stand growth and yield equations in this study. That is, the growth intervals were obtained from the first and the second, the second and the third, and the third and the fourth measurements. Table II shows a summary of statistics for 169 sample plots or 278 observations.

The equations developed by the SILVICAIMA company (not published) were used for estimating individual tree volume in cubic meters on the basis of each d.b.h. and height of trees. The volume per hectare ($\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$) is the sum of individual tree volume for eucalyptus plantations on the plots. The stand basal area for each plot, expressed by $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$, can be obtained by adding up the basal area of all the observed trees. The dominant height in meters is the arithmetic mean height of dominant eucalyptus trees.

The data were randomly divided into a fit data set and a validation data set. The fit data set took up 75% (208 observations) and was used to estimate the regression coefficients. The validation data set (remaining 70 observations) was used solely to validate the ability of the models to

I. Statistics of the data set used for selecting the variables of different measures ($n = 447$)

	V ($\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$)	G ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$)	H (m)	t (year)	S (m)	N (trees $\cdot \text{ha}^{-1}$)	CL
Min	0.7	0.3	4.5	2.7	9.82	161	1
Max	218.8	23.8	25.9	11.0	26.61	2050	4
Range	218.1	23.5	21.4	8.3	16.78	1889	3
Mean	55.85	8.38	13.85	6.58	18.41	855	—
Standard deviation	51.16	5.25	5.41	2.25	2.86	272.32	—

Note: H – stand dominant height (m), G – stand basal area ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$), t – stand age (years), V – stand volume ($\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$), S – site index (base age 10), CL – site class, N – number of trees (number of trees $\cdot \text{ha}^{-1}$)

II. Statistics of the data set with non-overlapping and non-descending ($n = 278$)

	V2 ($\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$)	V1 ($\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$)	G2 ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$)	G1 ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$)	H2 (m)	H1 (m)	t2 (year)	t1 (year)
Min	3.4	0.7	1.0	0.3	6.7	4.5	3.7	2.7
Max	212.6	175.4	22	18.9	24.8	23.4	11	10
Range	209.2	174.7	21	18.6	18.1	18.9	7.3	7.3
Mean	93.25	68.71	11.83	9.47	17.58	14.87	8.06	6.31
Standard deviation	59.38	51.63	5.41	5.62	4.95	5.55	2.1	2.14

III. Statistics of the data set used for parameters estimation ($n = 208$)

	V2 ($\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$)	V1 ($\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$)	G2 ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$)	G1 ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$)	H2 (m)	H1 (m)	t2 (year)	t1 (year)
Min	3.4	0.7	1	0.3	6.7	4.5	3.7	2.7
Max	212.6	167.7	22	18.8	24.8	23	11	10
Range	209.2	167	21	18.5	18.1	18.5	7.3	7.3
Mean	92.51	68.32	11.70	9.32	17.42	14.73	8.06	6.31
Standard deviation	60.15	52.19	5.52	5.71	5.03	5.56	2.12	2.15

IV. Statistics of the data set used for validating the models ($n = 75$)

	V2 ($\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$)	V1 ($\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$)	G2 ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$)	G1 ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$)	H2 (m)	H1 (m)	t2 (year)	t1 (year)
Min	8.9	1.8	2.7	0.9	7.5	5.1	3.7	2.7
Max	212.6	175.4	22	18.7	24.8	23.4	11	10
Range	203.7	173.6	19.3	17.8	17.3	18.3	7.3	7.3
Mean	95.51	71.41	12.22	9.94	18.08	15.28	8.06	6.31
Standard deviation	57.19	50.04	5.09	5.37	4.69	5.56	2.06	2.12

accurately predict stand yield in the eucalyptus population. Tables III and IV show a summary of statistics for the fit data set and the validation data set, respectively.

DEVELOPMENT AND EVALUATION OF FOREST GROWTH AND YIELD MODELS

Following Schumacher's basic functional form, presented in 1939, as referred to in Clutter et al. (1983), this study hypothesizes that the logarithm of stand volume yield is a function of the reciprocal of stand age and the measures of site quality and stand density. More recently, Pohjonen (1991), and Shiver, Brister (1992) have shown that the exponential form of stand age, site quality and stand density variables can be related to stand growth and yield. Therefore, the development of a stand yield function relating to different forms of variables should be possible. A total of 28 models for different forms and different variables were developed based upon work by Clutter et al. (1983) and Shiver, Brister (1992).

As the first step, the 28 models were fitted to the data of 447 observations using ordinary least squares (OLS). The "best" model forms, as determined by the coefficient of determination (R^2) and the root mean standard error

(RMSE), are shown in Table V. If mathematical convenience and biological realism are taken into consideration in the models, equations (3), (4), (5), (6) and (7) in Table V, which are potential models, will be investigated and developed further. For example, stand volume yield exhibits the common sigmoid curve shape when plotted over age at any given dominant stand height and basal area, and the sign for the reciprocal of age should be negative; for total stand yield, one would expect the sign of the coefficient relating yield to density to be positive; trees grow more rapidly on better sites, thus the coefficient for site quality should be positive.

In order to eliminate serial correlation due to remeasurement data (Liu et al., 1989; Vanclay, 1994), a compatible growth equation is desired. If equations (3), (4), (5), (6) and (7) are considered as stand yield equations, the derivative-integral method can be used to define compatible growth equations. Equations (3), (4), (5), (6) and (7) in Table V can produce equations (8), (9), (10), (11) and (12) respectively (Yuancai, 1998):

$$V2 = V1 e^{(a_1(1/2-1/t_1) + a_2(1/H2-1/H1) + a_3(\ln G2 - \ln G1))} \quad (8)$$

$$V2 = V1 e^{(a_1(1/2-1/t_1) + a_2(\ln H2 - \ln H1) + a_3(\ln G2 - \ln G1))} \quad (9)$$

$$V2 = V1 e^{(a_1(1/2-1/t_1) + a_2(H2-H1) + a_3(\ln G2 - \ln G1))} \quad (10)$$

Function No. and Form	References	R ²	RMSE
(1) $V = \exp(a_0 + a_1/t + a_2H + a_3/H) G^{a_4}$	Bennett et al. (1959)	0.9845	6.4270
(2) $V = \exp(a_0 + a_1/t + a_2H + a_3H/t + a_4G)$	Langdon (1961)	0.9581	10.5667
(3) $V = \exp(a_0 + a_1/t + a_2H) G^{a_3}$	Bennett (1970)	0.9844	6.4350
(4) $V = \exp(a_0 + a_1/t) H^{a_2} G^{a_3}$	Perala (1971)	0.9842	6.4644
(5) $V = \exp(a_0 + a_1/t + a_2H) G^{a_3}$	Sullivan, Clutter (1972)	0.9821	6.8842
(6) $V = \exp(a_0 + a_1/t + a_2/H + a_3G)$	Liu et al. (1989)	0.9752	8.1064
(7) $V = a_0 t^{a_1} H^{a_2} G^{a_3}$	Shiver, Brister (1992)	0.9840	6.5192

Note: H – stand dominant height (m), G – stand basal area ($m^2 \cdot ha^{-1}$), t – stand age (years), V – stand volume ($m^3 \cdot ha^{-1}$), exp – the base of the natural logarithm

$$V_2 = V_1 e^{(a_1(1/t_2 - 1/t_1) + a_2(1/H_2 - 1/H_1) + a_3(G_2 - G_1))} \quad (11)$$

$$V_2 = V_1 e^{(a_1(\ln t_2 - \ln t_1) + a_2(\ln H_2 - \ln H_1) + a_3(\ln G_2 - \ln G_1))} \quad (12)$$

The above five candidate models are further compared, of which the best is used to forecast stand growth and yield.

Parameters in each model were estimated in the fitting data set (Table III) using the iterative non-linear procedure on JMP software (SAS Institute Inc., 1994) and evaluated with statistic criteria in terms of the fitting and the validation data sets. More specifically, each model was evaluated on the basis of coefficient of determination (R^2), root mean squared error (RMSE), mean of the estimation biases (e) and the per cent biases (e%), mean absolute error (MAE), modelling efficiency (ME) and variance inflation factor (VIF). The model as represented in equation (8) was found to be the best. The estimated model is given below:

$$V_2 = V_1 e^{(-2.6583(1/t_2 - 1/t_1) - 5.0889(1/H_2 - 1/H_1) + 1.0039(\ln G_2 - \ln G_1))} \quad (13)$$

All parameters in the model are significant. The signs of all parameters are in agreement with the expectations mentioned above. The signs of parameters a_1 and a_2 for the reciprocal age and dominant height are negative, and the parameters of logging basal area are positive and the parameters a_3 can be viewed as the connection between volume and basal area (Oderwald, Hans, 1993).

ANALYSIS OF MODEL RELATIONSHIPS

The relationships derived from the stand volume yield equation (13) are very important in characterizing its properties. These relationships involve input-output relationship, input-input relationship and interdependence (or interaction) factors which are examined for several purposes: (i) to verify the model functional form by ascertaining if it is logically consistent with what is known about the forest production process; (ii) to derive guide-

lines for forest management prescriptions, if possible (Liu et al., 1989); and (iii) to provide the information needed for making choices and decisions in economic analysis. Model (13) is valued at the mean stand conditions for the second time (t_2) to analyse the relationships of stand yield models. These relationships are:

Input-output relationships

These relationships include average product of inputs, marginal product of inputs, elasticities of output and elasticities of scale derived from the model function by the first derivative of output with respect to the variable inputs, and so on. The elasticities of output and scale are mainly analysed as follows.

The elasticity of output

The elasticity of output with respect to the variable input provides a measure of the variable input relative contribution to the production process and can be defined as the relative change in output divided by the relative change in the variable input which promoted the given change in output. It can also be defined as the percentage change in output resulting from a one per cent change in the input level. The elasticities can provide management guidelines because they quantify the impact of an increasing input on output (Liu et al., 1989). Management guidelines are useful when it is possible to manipulate the inputs. Algebraically, the elasticities of output or the partial elasticities of timber output with respect to each input factor are given in the ratio of the marginal to the average product, holding all other inputs constant. The marginal product is defined as the change in total output for each unit change in resource input. The elasticities of the output in model (13) are:

$$\text{age,} \quad E(V, t) = (\partial V / \partial t)(t/V) = a_1 t^{-1} = -2.6583 t^{-1} = -0.3296 \quad (14)$$

dominant height,

$$E(V, H) = (\partial V / \partial H)(H/V) = a_2 H^{-1} = 5.0888 H^{-1} = 0.2924 \quad (15)$$

basal area,

$$E(V, G) = (\partial V / \partial G)(G/V) = a_3 = 1.0039 \quad (16)$$

The elasticity of the output also depends on stand condition at the time of evaluation. In general, relative growth ($\partial V/V$) decreases with age, as would be expected. Mean annual increment (V/t) culminates at the age where the current annual increment ($CAI = \partial V/t$) equals the mean annual increment, which culminates at about three years. This age would seem to be too young for eucalyptus plantations which are usually rotated at the age of ten years (Pereira et al., 1996). Some reasons may explain this. First, the partial derivative in equation (14) considers only the influence of age on stand volume yield in which stand dominant height and basal area are held constant. These variables are all positively related to stand volume yield and therefore would tend to lengthen the indicated rotation age. Secondly, the age coefficient may be confounded by a comparatively large VIF (=3.0264) in the stand volume yield model, and need not reflect the true age.

The relative volume growth rate increases with stand density. The increase of stand yield per hectare is: $\partial V/V = 1.0039(\partial G/G)$. This indicates that a 1% increase in basal area will cause a 1.0039% increase in its stand volume yield. This is consistent with biological behaviour and further confirms the results of the relative volume growth rate increasing with stand density.

The relative volume growth rate increases at a slower pace than the site quality increases. The increase of stand volume yield per hectare is: $\partial V/V = 5.0888 H^{-1}(\partial H/H)$. The current mean dominant height at the second measurement is 17.42 m, so a 1% increase in stand dominant height will cause a 0.29% increase in its stand volume yield. This result is in agreement with biological behaviour.

From equations (14), (15) and (16), the partial elasticities of output are less than the unity except for the partial elasticity of basal area. These results show a similar trend when compared with the results of Nautiyal, Couto (1984). Also these results indicate that there is less than a proportionate change in relative growth for any change in an input. This is why a forest manager should manipulate other inputs in forest management over time, especially in the intensive forest management. For example, inputs should be made in fertilization, irrigation, drainage, pruning and so on.

The elasticity of scale

The elasticity of scale corresponds to the overall elasticity of output with respect to all inputs. It provides information about the relative change in the output resulting from a proportional increase in all inputs. In the specific case of a single variable input yield function, the elastic-

ity of scale corresponds to the elasticity of output of the variable input. For two or more variable inputs, the elasticity of scale is the sum of the elasticities of output of the individual inputs, for example,

$$E = E(V,t) + E(V,H) + E(V,G) = 1.6226 \quad (17)$$

E also depends on existing stand conditions. It is the percentage change in stand yield when a simultaneous 1% change in all inputs occurs. According to equation (17), since E is greater than one, there are increasing returns to scale in current stand conditions of eucalyptus plantations growth. A 1% increase in stand age, stand dominant height and basal area will result in 1.6226% increase in the quantity of the stand volume yield. Note that this value will change for different stands over their life. This is because the age elasticity – equation (14) – decreases with stand age while the other elasticities tend to increase (site quality will increase when the soil fertility is improved by applying fertilizer). The size of these changes depends on individual stand development and can not be uniquely predetermined. Generally speaking, in a juvenile stand the value of E can be expected to remain above unity, but as the stands age, the E value may be decreasing.

The input-output relationships, including elasticity of output and elasticity of scale, were examined and discussed and their results have confirmed that model (13) is comparatively consistent with biological behaviour.

Input-input relationships

These relationships relate one input factor to another and perhaps provide the most important information needed by the forest manager to deal with forest production (Nautiyal, Belli, 1989). Input-input relationships include both the elasticity of substitution between pairs of inputs and the rates of technical substitution between inputs.

Only the elasticity of substitution between pairs of inputs is discussed here. There are two different definitions (Headley, 1982). The definition used here for the elasticity of substitution between pairs of inputs is the one suggested by Headley in 1952, as referred to by Headley (1982), which is different from the traditional definition given by Allen (1960).

As defined by Headley in 1952, the elasticity of substitution between pairs of inputs is the ratio of the percentage or relative change in the two inputs that must be made to produce a constant output. It can be computed by dividing the percentage change in one input by the percentage change in the other input:

$$E(x,y) = -(\partial x/x)/(\partial y/y) = -(\partial x/\partial y)/(x/y) \quad (18)$$

where x and y are input variables. The numerator is the percentage change in x and the denominator is the percentage change in y along a given isoquant. The negative

sign denotes an inverse relationship between the levels of these two inputs. If y is increased, x must be decreased to maintain a constant stand yield.

The concept given by Allen (1960) is the ratio of the relative change in the ratios of inputs and the relative change in the rate of technical substitution of the inputs:

$$E(x, y) = \frac{(f_x)(f_y)[x(f_x) + y(f_y)]}{(-xy)[(f_{xx})(f_y)^2 - 2(f_{xy})(f_x)(f_y) + (f_{yy})(f_x)^2]} \quad (19)$$

where f_x and f_y correspond to $\partial V/\partial x$ and $\partial V/\partial y$ respectively, f_{xy} to $\partial^2 V/\partial x \partial y$, f_{xx} and f_{yy} to $\partial^2 V/\partial x^2$ and $\partial^2 V/\partial y^2$ respectively.

Two measures appear under the same name in the published literature and some confusion has arisen. Additional details of the proof of equations (18) and (19) are given in Yuancai (1998).

Equation (18) is used to examine the elasticity of substitution between pairs of inputs. The elasticity values of substitution are pure numbers and can range from zero to infinity. A zero elasticity indicates that no substitution between the two inputs being examined is possible without a decreasing output. An infinitely large value indicates that one input is a perfect substitute for the other. The elasticity of substitution between inputs may either be a constant or a variable and dependent on input values (Nautiyal, Couto, 1984; Nautiyal, Belli, 1989). The most usual case of input variables substitutability is variable elasticity of substitution (VES) which means the variable elasticity of substitution changes depending upon input values and the evaluated functional model of the input levels. A forest manager may substitute one input for the other without decreasing output.

The elasticity of substitution for stand age and basal area is:

$$E(t, G) = (\partial t/\partial G)(G/\partial G) = (a_3/a_1)t = 1.0039 \times 8.063/2.6583 = -3.1516 \quad (20)$$

The elasticity of substitution for stand age and dominant height is:

$$E(t, H) = (\partial t/\partial H)(H/\partial H) = (a_2/a_1)(t/H) = -(5.0888 \times 8.063)/(2.6583 \times 17.42) = -0.8861 \quad (21)$$

The elasticity of substitution for basal area and dominant height is:

$$E(G, H) = (\partial G/\partial H)(H/\partial H) = (a_2/a_3)(1/H) = -5.0888/(1.0039 \times 17.42) = -0.2910 \quad (22)$$

From equations (20), (21) and (22), the elasticities of substitution are variables and depend upon the level of the remaining inputs which change in different stages because of the functional form of the model estimated here. Their interpretation, accounting for the definition of elasticity of substitution, indicates that the percentage changes

in one factor are needed to maintain an unchanged output if another factor is increased or decreased by one per cent. For example, it would be possible to decrease t by 3.2%, if G was increased by 1%. This means that increasing G will shorten stand rotation age. Meanwhile, this also means that growing the stand for longer is a poor substitute for adequate stocking (e.g. G) for eucalyptus plantations. These implications are consistent with our biological knowledge and, hence, they also continue to verify model (13). Other elasticities of substitution may be interpreted similarly. For example, from equation (22), it can be seen that if the stand dominant height variable is increased by one per cent, the factor of stand basal area would be decreased by 0.29%, while leaving all stand volume yield unchanged. Thus, it can be observed that the elasticity of substitution provides very useful information for the practising forest manager dealing with wood production. Note that when the inputs in the numerator and denominator are reversed, the new elasticity is the reciprocal of the old elasticity. For example, in equation (20), $E(t, G) = 1/E(G, t)$.

Interdependence (or interaction) factors

The technical interdependence between factors of production is examined by the marginal productivity of one input variable with respect to another (Liu et al., 1989). This is obtained by taking the cross partial derivative of output with respect to the two inputs. The relationships of two inputs are:

- (i) complementary if the cross partial derivative is greater than zero;
- (ii) competitive if the cross partial derivative is less than zero;
- (iii) independent if the cross partial derivative equals zero (Jorgenson, 1986).

Technical interdependence is mainly used to judge if the yield functional form is correct. In the case of forest models, all inputs are expected to be complementary because of their interdependence relationship in practice.

Taking the cross partial derivative of output with respect to the two inputs in model (13), they are:

$$\begin{aligned} \text{age and basal area,} \\ (\partial^2 V)/\partial t \partial G = a_1 a_3 V t^{-2} G^{-1} = 2.6583 \times 1.0039 \times 92.5046 \times \\ \times 8.063^{-2} \times 11.7034^{-1} = 0.3245 \end{aligned} \quad (23)$$

$$\begin{aligned} \text{age and dominant height,} \\ (\partial^2 V)/\partial t \partial H = a_1 a_2 V t^{-2} H^{-2} = 2.6583 \times 5.0888 \times 92.5046 \times \\ \times 8.063^{-2} \times 17.42^{-2} = 0.0634 \end{aligned} \quad (24)$$

$$\begin{aligned} \text{basal area and dominant height,} \\ (\partial^2 V)/\partial G \partial H = -a_3 a_2 V H^{-2} G^{-1} = 1.0039 \times 5.0888 \times \\ \times 92.5046 \times 17.42^{-2} \times 11.7034^{-1} = 0.1331 \end{aligned} \quad (25)$$

The above cross partial derivatives are all positive, so the stand volume functional form reasonably represents the wood production process. As expected in practice, the positive cross partial derivatives indicate that all inputs are complementary or interdependent. The complement is significant because an increase in one input causes an increase in the output due to the second input. The values of the cross partial derivatives are different according to equations (23), (24) and (25). This means that the degree of interdependence between input variables is also different. The degree of interdependence is the greatest in age and basal area. Thus, increases in age and basal area have the greatest impact on stand volume growth. The degree of interdependence is the least in age and dominant height. In this case, one may use fertilization to increase site index in order to increase stand volume yield. However, stand dominant height of equation (24) is in the denominator. This implies that the impact of fertilization will be smaller on higher quality sites than on lower quality sites. These impacts would seem to be reasonable because fertilizer addition in eucalyptus plantations in Portugal under specific soil and climatic conditions is restricted to increase site quality (Pereira et al., 1996).

CONCLUSIONS

A number of stand yield models formulated from different forms and variables were compared. Selected Schumacher-type stand yield models expressed in the form of $V = f(\text{age}, H, G)$ were developed for eucalyptus plantations in Central-interior Portugal. On the basis of the statistics of both the fitting data set and the validation data set, model (13) demonstrates that the performances of statistics are suitable for predicting the stand volume yield and can be adopted as the preferred representation of the growth and yield model for this study. Its properties were then examined by deriving the associated input-output, input-input and interdependent factor relationships from economics. The partial derivatives from model (13) indicate that the model is basically consistent with biological behaviour. Among these, more important was the elasticity of output to age which is used to estimate the age of maximum mean annual increment. The estimated result of the stand rotation age seems to be low for eucalyptus plantations and the reason of the result has been discussed. The output elasticities with respect to the other inputs are also consistent with biological behaviour. The overall elasticity of output (or scale) indicates increasing returns to scale for all production periods. The elasticities of substitution between pairs of inputs are nonconstant and depend upon the level of the remaining inputs. The cross partial derivatives with respect to two inputs are all positive. These results demonstrate that all inputs are complementary or interdependent and further verify that the biological behaviour of model (13) is reasonable.

Acknowledgements

We are grateful to Dr. Boris Zeide for his valuable comments and suggestions and Dr. Chris Gerry for his English review of this paper.

References

- ALLEN, R. G. D., 1960. Mathematical analysis for economists. Macmillan and Co., Ltd., London: 548.
- AMATEIS, R. L. – BURKHART, H. E., 1987. Cubic-foot volume equations for loblolly pine trees in cutover, site-prepared plantations. *South. J. Appl. For.*, 11: 190–192.
- BENNETT, F. A., 1970. Variable-density yield tables for managed stands of natural slash pine. *USDA For. Serv. Res. Note SE-141*.
- BENNETT, F. A. – MCGEE, C. E. – CLUTTER, J. L., 1959. Yield of old-field slash pine plantations. *USDA. For. Serv. Exp. Stn. Pap. No. 107*.
- BURKHART, H. E. – CLOEREN, D. C. – AMATEIS, R. L., 1985. Yield relationships in unthinned loblolly pine plantations on cutover, site-prepared lands. *South. J. Appl. For.*, 9: 84–91.
- CLUTTER, J. L. – FORTSON, J. C. – PIENAAR, L. V. – BRISTER, G. H. – BAILEY, R. L., 1983. Timber management: a quantitative approach. John Wiley and Sons, New York: 333.
- HEADLEY, J. C., 1982. Elasticity of substitution: some confusion. *Can. J. agric. Econ.*, 30: 71–74.
- HEADY, E. O. – DILLON, J. L., 1961. Agricultural production functions. Iowa State University Press, Ames: 667.
- HEXEM, R. W. – HEADY, E. O., 1978. Water production functions for irrigated agriculture. Iowa State University Press, Ames: 215.
- JMP statistics for the Apple Macintosh from SAS Institute Inc. version 3, 1994. SAS Institute Inc. Cary, New York: 580.
- JORGENSEN, D. W., 1986. Econometric methods for modelling producer behavior. In: GRILICHES, Z. – INTRILIGATOR, M. D. (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. III. North-Holland, Amsterdam: 329–445.
- LANGDON, O. G., 1961. Yield of unmanaged slash pine stand in South Florida. *USDA For. Serv. Res. Pap. SE-123*.
- LIU, C. M. – LEUSCHNER, W. A. – BURKHART, H. E., 1989. A production function analysis of loblolly yield equations. *For. Sci.*, 35: 775–788.
- MOHREN, G. M. J. – BURKHART, H. E., 1994. Contrast between biologically-based process models and management-oriented growth and yield models. *For. Ecol. Manage.*, 69: 1–5.
- NAUTIYAL, J. C. – COUTO, L., 1984. The nature and uses of the timber production function: *Eucalyptus grandis* in Brazil. *For. Sci.*, 30: 761–773.
- NAUTIYAL, J. C. – BELLI, K. L., 1989. Study of production functions for modelling forest biomass: an area for research. *For. Sci.*, 35: 843–849.
- ODERWALD, R. G. – HANS, R. P., 1993. Corroborating models with model properties. *For. Ecol. Manage.*, 62: 271–283.

- PERALA, D. A., 1971. Growth and yield of black spruce on organic soils in Minnesota. USDA For. Serv. Res. Pap. NC-56.
- PEREIRA, J. S. – TOMÉ, M. – MADEIRA, M. – OLIVEIRA, A. C. – TOMÉ, J. – ALMEIDA, M. H., 1996. Eucalypt plantations in Portugal. In: ATTWILL, P. M. – ADAMS, M. A. (eds.), Nutrition of Eucalypts: 371–388.
- PIENAAR, L. V. – RHENEY, J. W., 1995. Modelling stand level growth and yield response to silvicultural treatments. For. Sci., 41: 629–638.
- POHJONEN, V. M., 1991. Volume equations and volume tables of *Juniperus procera* Hochst. ex. Endl. For. Ecol. Manage., 44: 185–200.
- SHIVER, B. D. – BRISTER, G. H., 1992. Tree and stand volume functions for Eucalyptus saligna. For. Ecol. Manage., 47: 211–223.
- SOARES, P. – TOMÉ, M. – SKOVSGAARD, J. P. – VANCLAY, J. K., 1994. Evaluating a growth model for forest management using continuous forest inventory data. For. Ecol. Manage., 75: 251–265.
- SULLIVAN, A. D. – CLUTTER, J. L., 1972. A simultaneous growth and yield model for loblolly pine. For. Sci., 18: 76–86.
- VANCLAY, J. K., 1994. Modelling forest growth and yield. CAB International, Wallingford, UK: 312.
- VANCLAY, J. K. – SKOVSGAARD, J. P., 1997. Evaluating forest growth and yield models. Ecol. Modelling, 98: 1–12.
- WILLIAMS, M. S. – SCHREUDER, H. T., 1996. Prediction of gross tree volume using regression models with non-normal error distributions. For. Sci., 42: 419–430.
- YUANCAI, L., 1998. Modelling forest growth and yield of *Eucalyptus globulus* Labill. in Central-interior Portugal. [Ph.D. thesis.] Department of Forestry, UTAD, Portugal: 158.

Received 3 January 2000

ANALÝZA ELASTICITY POROSTNÍHO RŮSTOVÉHO A VÝNOSOVÉHO MODELU: PŘÍPAD EUKALYPTOVÝCH PLANTÁŽÍ VE STŘEDNÍM PORTUGALSKU

L. Yuancal¹, C. P. Marques², J. M. Bento²

¹Výzkumný ústav informačních technologií pro lesní fond, Čínská akademie zemědělská, 100091 Peking

²Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, lesnická katedra, 5001 Vila Real

Hospodářsky významné eukalyptové plantáže jsou v Portugalsku zdrojem pro výrobu široké nabídky výrobků ze dřeva, vlákniny a papíru. Lesní hospodáři proto nezbytně potřebují znát předpověď výnosu z porostů pro účely plánování a hospodaření v lese. V současnosti existují různé modely výnosu hmoty z porostu. Jedním z nich může být porostní výnosová rovnice, složená z přímé funkce porostního věku, bonity a nějaké míry zakmenění (Bennett et al., 1959; Bennett, 1970; Perala, 1971; Sullivan, Clutter, 1972; Burkhardt et al., 1985; Pohjonen, 1991; Shiver, Brister, 1992; Pienaar, Rheneý, 1995). Další model je znám jako rovnice objemu porostu (Clutter et al., 1983; Amateis, Burkhardt, 1987; Williams, Schreuder, 1996) a volba mezi nimi je čistě záležitostí zvyku či oblíbenosti.

Klíčem k úspěchu při vývoji empirických modelů je přesná formulace problému, výběr vhodných proměnných a formulace modelu, sber správných dat jak po stránce kvality, tak množství, použití správných procedur na odhad koeficientů a ověřovacího postupu. V tomto případě se použila analýza produkčních funkcí, zejména analýza elasticity (Nautiyal, Couto, 1984). Elasticita funkce se definuje jako poměr marginální funkce k průměrné funkci. Analýza elasticity je jedním z přístupů hodnotících vliv vstupů modelu na jeho výstupy a vstupů navzájem. Při modelování růstu a výnosu lesa se analýza elasticity používá jako nástroj zkoumání chování modelu, neboť slouží k určení, který ze vstupů má největší vliv na výstup modelu.

Z hospodářsko-ekonomického hlediska je pěstování porostu jen výrobním procesem. Vyjádření výnosu porostu jako produkční funkce mnoha vstupních činitelů (včetně času) umožní lesním hospodářům analyticky studovat vliv hospodářských rozhodnutí na výnos a vztah mezi různými vstupními činiteli. Tyto vztahy, popsané elasticitami substituce činitelů, parciálními elasticitami produkce, smíšenými parciálními derivacemi podle vstupních proměnných, mohou pomáhat lesnímu hospodáři alokovat zdroje. Například to, je-li věk a zakmenění porostu komplementární či substituční, závisí na znaménku smíšené parciální derivace výnosu podle těchto dvou vstupních činitelů.

Data pocházejí z inventarizací eukalyptových porostů firmy SILVICAIMA z let 1990–1995. Celkem bylo měřeno 169 ploch na 11 stanovištích, plochy byly měřeny aspoň dvakrát (90 ploch), třikrát (49 ploch) i čtyřikrát (30 ploch) a získalo se 447 měření. Data pro růstové a výnosové rovnice byla získána z nepřekrývajících se a neklesajících růstových intervalů. V tab. II jsou uvedeny souhrnné statistiky pro 169 ploch nebo 278 pozorování. Data byla náhodně rozdělena do dvou souborů. 208 pozorování bylo použito k odhadu regresních koeficientů, zbylé k ověření modelu. V tab. III a IV jsou shrnuty statistiky obou souborů.

Vývoj a zhodnocení růstových a výnosových modelů

Na základě literatury (Clutter et al., 1983; Shiver, Brister, 1992) bylo vytvořeno 28 modelů, pro něž byly

metodou nejmenších čtverců vypočteny regresní koeficienty. Při hodnocení statistickým, podle koeficientu determinace a standardní chyby, a zvážení biologického principu zůstalo k dalšímu zkoumání pět modelů, uvedených v tab. V.

Aby se vyloučila autokorelace, byly z rovnic objemového výnosu porostu (3)–(7) vypočteny odpovídající růstové rovnice (8)–(12). Derivací rovnic (3)–(7) vznikla separabilní lineární diferenciální rovnice, ze které plyne, že objemová růstová intenzita závisí na relativních změnách horní výšky, výčetní základny a věku porostu. Integrací těchto diferenciálních rovnic od t_1 do t_2 se získají rovnice (8)–(12), které představují předpovědní model výnosu porostu, ve kterém lze odhadnout budoucí výnos porostu na základě znalosti počátečních podmínek a jejich předpovězených hodnot. Příklad odvození (8) z (3):

Objemová růstová intenzita modelu (3):

$$\left(\frac{dV}{dt}\right)/V = -a_1(1/t^2) - a_2(1/H^2) dH/dt + a_3(1/G) dG/dt \quad (a)$$

Řešení diferenciální rovnice (a) od t_1 do t_2 je

$$\ln(V_2) - \ln(V_1) = a_1(1/t_2 - 1/t_1) + a_2(1/H_2 - 1/H_1) + a_3(\ln G_2 - \ln G_1), \quad (b)$$

které lze zapsat ve tvaru

$$V_2 = V_1 e^{(a_1(1/t_2 - 1/t_1) + a_2(1/H_2 - 1/H_1) + a_3(\ln G_2 - \ln G_1))} \quad (8)$$

Parametry rovnic (8)–(12) byly odhadnuty nelineární iterativní procedurou programu JMP (SAS Institute Inc., 1994) a hodnoceny podle koeficientu determinace R^2 , standardní chyby a dalších statistických veličin. Funkce (8) dosáhla nejlepšího hodnocení, dosazením vypočtených parametrů vzniká model (13).

Analýza vztahů

Model (13) byl vyhodnocen v průměrných porostních podmínkách v čase t_2 .

Vztahy vstup – výstup

Elasticita výstupu vzhledem ke vstupním proměnným poskytuje měřítko relativního přínosu vstupních proměnných do produkčního procesu. Elasticity modelu (13) podle proměnných jsou pro věk (14), horní výšku porostu (15) a výčetní základnu (16).

Podle předpokladu se relativní přírůst s věkem snižuje. Průměrný roční přírůst kulminuje ve věku, kdy se běžný roční přírůst rovná střednímu ročnímu přírůstu, tj. asi ve třech letech. Může se to zdát brzo pro eukalyptové plan-

táže, jež jsou myčeny v deseti letech. Vysvětlení lze hledat v tom, že parciální derivace (14) zvažuje závislost objemového výnosu na věku, ostatní veličiny jsou konstantní. Při jejich kladné závislosti na objemovém výnosu to může vést k prodloužení věku obmýti. Navíc může být věkový koeficient zkreslen velkým VIF.

Růstová objemová intenzita vzrůstá se zakmeněním. Z výrazu (14) plyne, že 1% zvýšení výčetní základny přinese 1,0039% zvýšení výnosu porostu. Růstová objemová intenzita roste se zvyšováním kvality stanoviště pomaleji (viz 15).

Elasticita měřítek (14) poskytuje informaci o relativní změně výstupu plynoucího z rovnoměrného navýšení všech vstupů.

Vztahy vstup – vstup

Poskytují nejspíše nejdůležitější informace pro lesního hospodáře při lesní výrobě. Zde se diskutuje pouze elasticita substituce mezi páry vstupů (18), jak ji definoval Heady v roce 1952 (in Headley, 1982). Párová elasticita pro uvažované proměnné je popsána rovnicemi (20)–(22). Z nich plyne, že elasticity substitucí jsou proměnné a závisí na úrovni zbývajících vstupů, které se v různých etapách mění, jak to vyplývá z formulace funkčního popisu studovaného modelu. Pro zakmenění G z rovnice (20) plyne, že s jeho vzrůstem se zkracuje doba obmýti, čili že pěstování porostu delší dobu je špatnou substitucí pro odpovídající zakmenění eukalyptové plantáže. Ostatní rovnice se dají interpretovat obdobně.

Vzájemná závislost (interakce) činitelů

Technická vzájemná závislost mezi výrobními činiteli se zkoumá marginální produktivitou jednoho vstupu vzhledem k jinému (Liu et al., 1989), získanou jako smíšené parciální derivace výstupu podle dvou vstupů (23)–(25). Všechny uvedené smíšené parciální derivace jsou kladné, což znamená, že všechny vstupy jsou komplementární nebo navzájem závislé. Největší stupeň vzájemné závislosti je podle (23) u věku a výčetní plochy, jejich zvýšení má největší vliv na objemový růst porostu. Nejmenší vzájemná závislost je u věku a horní výšky. V tomto případě by se dalo použít hnojení ke zlepšení bonity a zvýšení objemového růstu, avšak ve výrazu (24) je ve jmenovateli horní výška, a tedy vliv hnojení bude menší na kvalitnějších stanovištích než na méně kvalitních. Tento vliv se zdá rozumný, neboť v Portugalsku je hnojení eukalyptových plantáží za účelem zvýšení bonity omezeno až na určité půdní a klimatické podmínky.

Contact Address:

Dr. Lei Yu a n a i, Research Institute of Forest Resource Information Techniques, Chinese Academy of Forestry, Beijing 100091, P.R. China

MODELOVANIE MORTALITY JEDNOTLIVÝCH STROMOV A CELÝCH PORASTOV S VYUŽITÍM DISAGREGAČNÝCH PRINCÍPOV

MODELLING MORTALITY OF INDIVIDUAL TREES AND WHOLE STANDS USING THE DISAGGREGATION THEORY

M. Hladík, R. Sedmák

Technical University, Faculty of Forestry, T. G. Masaryka 24, 960 53 Zvolen

ABSTRACT: The paper deals with modelling mortality of pure beech stands with respect to comparison of the characteristics and accuracy of two models – the model of individual-tree growth simulator SILVA 2.2 and a new, original model that uses the principles of disaggregation theory. The analysis has detected that both models provide unbiased estimations of forest stand mortality. As for the prediction successfulness, the newly created model offered more accurate results both at the forest stand and individual tree level.

mortality; logistic regression; Riemann's integral; disaggregation

ABSTRAKT: Príspevok sa zaoberá modelovaním mortality rovnorodých bukových porastov, pričom sa zameriava na porovnanie vlastností a presnosti dvoch modelov – modelu jednotlivito-stromového rastového simulátora SILVA 2.2 a nového, originálneho modelu používajúceho princípy tzv. disagregačnej teórie. Analýzou sa zistilo, že oba modely poskytujú nevychýlené odhady celkovej porastovej mortality. Z hľadiska úspešnosti predikcie poskytol novovytvorený model presnejšie výsledky tak na porastovej ako aj na jednotlivito stromovej úrovni.

mortalita; logistická regresia; Riemannov integrál; disagregácia

ÚVOD A PROBLEMATIKA

Jednou zo základných požiadaviek, kladených na akýkoľvek model rastu lesa, je požiadavka presnej predikcie mortality, ktorá tvorí spoločne s prírastkom stromov neoddeliteľnú súčasť biologického rastu lesných porastov. Mortaltné submodely do značnej miery ovplyvňujú presnosť a predikčnú schopnosť výsledných rastových modelov a nadobúdajú v súčasnosti pri rozširovaní sa uplatňovaní jednotlivito-stromových modelovacích metód čoraz väčší význam. V závislosti od stupňa detailnosti vstupných informácií sa dá porastová mortalita predikovať tromi spôsobmi:

1. na úrovni jednotlivého stromu; percento porastovej mortality sa odvodza agregáciou výsledkov posúdenia prežitia (úmrtnia) jednotlivých stromov;
2. na úrovni rozdelení početností sledovaných veličín jednotlivých stromov; mortalita sa do nich rozdeľuje zvyčajne pomocou frekvenčných funkcií rozdelení mortalitných pravdepodobností a následne sa agreguje na porastovú úroveň;

3. vhodnými matematickými modelmi priamo na agregovanej úrovni celého porastu.

Prvý spôsob je charakteristický pre moderné jednotlivito-stromové rastové simulátory, príkladom môže byť metóda podľa Ďurškého (1997) implementovaná do rastového simulátora SILVA 2.2 (Pretsch, 1997). Druhý princíp stanovenia mortality je podrobne rozobraný v prácach autorov Somers et al. (1980), Buford, Haffley (1985), z novších Cao (1997) alebo Tang et al. (1997). Tang et al. (1997) prezentuje originálny postup stanovenia porastovej mortality z rozdelenia hrúbkových početností pomocou Lebesgue-Stielsovoho integrálu a tzv. logistickej regresie. Tretí spôsob, ktorý možno považovať za klasický, je dobre popísaný napr. v publikáciách autorov Šmelko et al. (1992) a Vancelay (1994).

Koncom osemdesiatych rokov sa začínajú objavovať snahy o vytvorenie komplexného modelovacieho postupu (Daniels, Burkhardt, 1988), ktorý by zaručil prepojenie (kompatibilitu) vývoja modelovaných veličín na všetkých troch úrovniach rozlíšenia porastu. Výsled-

kom takéhoto vývoja je celý rad kompatibilných modelov prepájajúcich aspoň dve z troch uvedených rozlíšení porastu (Mc Tague, Stansfield, 1994).

Vytváranie kompatibilných rastových modelov nachádza svoje teoretické základy v tzv. disagregačnej teórii (Ritchie, Hann, 1997). Disagregačný postup je založený na tom, že informácie o jednotlivých stromoch sa v prvom kroku agregujú do porastových veličín, ktoré vchádzajú do celoporastových rastových funkcií a modelov. Vývoj porastu predikovaný z úrovne celého porastu sa následne v druhom kroku spätne rozloží pomocou tzv. disagregačných funkcií na jednotlivé stromy.

Všeobecná formulácia modelov mortality jednotlivých stromov má podľa Monseruda (1976) tvar:

$$T = \begin{cases} 1 & \text{ak } F(X, A) \geq S \text{ (živý)} \\ 0 & \text{ak } F(X, A) < S \text{ (mŕtvy)} \end{cases}$$

kde: T – premenná definujúca stav prežitia, resp. odumretia jedince,

$F(X, A)$ – klasifikačná funkcia, v ktorej X je vektor nezávislých premenných x_1 až x_n a A je vektor parametrov,

S – hraničná funkčná hodnota klasifikačnej funkcie určujúca stav prežitia, resp. stav odumretia stromov pochádzajúca z rozdelenia $P(\mu, \sigma^2)$.

Výber vhodnej klasifikačnej funkcie $F(X, A)$ ovplyvňuje najmä fakt, či daná funkcia dobre diferencuje jednotlivé stavové kategórie stromov živý – mŕtvy. Zvyčajne sú konštruované tak, aby nadobúdali funkčné hodnoty z intervalu 0–1, kedy sú súčasne považované za funkcie rozdelenia pravdepodobností prežitia, resp. mortality jednotlivých stromov.

Uvedené požiadavky dobre spĺňajú viaceré typy matematických funkcií. Z literatúry sú známe pomerne rozsiahle štúdie vhodnosti distribučných funkcií určitého typu rozdelenia pravdepodobností, z ktorých našli v modeloch uplatnenie predovšetkým distribučné funkcie Weibullova (Somers et al., 1980; Buford, Haffley, 1985) a Gamma rozdelenia (Buford, Haffley, 1985). V prácach Monseruda (1972) a Hetta (1971) sa objavuje použitie negatívnej exponenciálnej funkcie. K často používaným typom klasifikačných funkcií patria lineárne modely (Staebler, 1953; Bella, 1970, in Monserud, 1976; Lee, 1971) a pravdepodobne vôbec najpoužívanejšou funkciou používanou v mortalitných modeloch je funkcia logistickej regresie, označovaná aj ako LOGIT funkcia (Monserud, 1976; Hamilton, 1986; Ďurský, 1997; Vancly, 1995; Tang et al., 1997; Monserud, Sterba, 1999), ktorá má tvar:

$$F(X, A) = \frac{1}{1 + e^{-L(X)}} \quad (1)$$

kde: $L(X)$ – lineárna kombinácia vstupných nezávislých premenných x_1 až x_n .

Cieľom príspevku, ktorý bol vytvorený v rámci grantového projektu VEGA 1/4030/97, je návrh nového modelu mortality bukových porastov, vychádzajúceho z informácií o rozdeleniach početností a rozdeleniach pravdepodobností mortality jednotlivých stromov podľa hodnôt vybraných taxačných veličín. Model sa teoreticky opiera o tzv. Riemannov integrál a v podstate ide o vytvorenie mortalitného submodelu schopného v spojení s rastovým submodelom vytvoriť úplný disagregačný model (Ritchie, Hann, 1997). Súčasne sa na rovnakom empirickom materiáli vykoná jeho porovnanie s jednoducho-stromovým mortalitným modelom rastového simulátora SILVA 2.2 (Ďurský, 1997).

EMPIRICKÝ MATERIÁL

Konštrukcia a porovnanie modelov sa urobilo na empirickom materiáli trvalých výskumných plôch (TVP) produkčného pokusu Katedry hospodárskej úpravy lesov a geodézie Lesníckej fakulty Technickej univerzity vo Zvolene (Šebík, 1964), založenom so zámerom analyzovať vplyv rôznych spôsobov výchovy na vývoj rovnorodých bukových porastov.

Na jednotlivých TVP sa založili tri čiastkové plochy, na ktorých sa sledovali dopady aplikácie dvoch druhov prebierok (miernej podúrovňovej prebierky stupňa B podľa metodiky Nemeckých výskumných ústavov [1902] a úrovňovej pozitívnej prebierky podľa Schädela [1947]) v porovnaní s kontrolnou ploškou ponechanou bez hospodárskych zásahov. Každá čiastková ploška má rozmery 50 × 50 m a je rozdelená vnútornou sieťou 25 štvorcov o rozmeroch 10 × 10 m.

Merania sa na daných plochách spočiatku vykonávali v pravidelných 4-ročných a 5-ročných intervaloch, neskôr sa intervaly predĺžili na 7–10 rokov. Na plochách sa pre každý strom merali, resp. odhadovali nasledovné veličiny: hrúbka $d_{1,3}$ s presnosťou na 1 mm, relatívne výškové postavenie stromu, ohodnotenie kvality kmeňa a koruny, pestovnej hodnoty a zdravotného stavu stromu. Výšky a výšky nasadenia korún jednotlivých stromov sa merali len na výberovej časti stromov nachádzajúcej sa na strednom 3. páse štvorcov v prvých dvoch obdobiach merania s presnosťou na 0,1 m, neskôr s presnosťou na 0,5 m. Ostatným stromom sa výška odhadla stochastickým postupom uvedeným v práci Hladík et al. (1999).

Empirický materiál použitý v tejto práci pochádza z nevychovávaných plôšiek troch TVP založených v lokalitách Poruba, Gápel a Cajla a je tvorený údajmi o 32 751 stromoch zo šiestich období po sebe nasledujúcich meraní. Celková výberová vzorka stromov bola podľa zásad konštrukcie a validácie rastových modelov rozdelená na parametizačnú a validačnú časť. Parametizačná vzorka je tvorená 26 340 stromami (80,4 %), pochádzajúcimi z 20 štvorcov mimo stredného pásu štvorcov, validačná vzorka pozostáva zo 6 411 stromov (19,6 %), nachádzajúcich sa na stredných pásoch. Údaje o počte stromov, ich mortalite a základné štatistické charakteristiky hrúbok

I. Základné štatistické charakteristiky experimentálneho materiálu v členení podľa jednotlivých TVP a období merania – Main characteristics of the experimental material on particular PIP and for particular measurement periods

TVP ³	Vek ⁴	Parametrizačná vzorka ¹									Validačná vzorka ²								
		N^5	N_m^6	$M\%^7$	d^8 (cm)	s_d^9	$s_d\%^{10}$	h^{11} (m)	s_h^{12}	$s_h\%^{13}$	N^5	N_m^6	$M\%^7$	d^8 (cm)	s_d^9	$s_d\%^{10}$	h^{11} (m)	s_h^{12}	$s_h\%^{13}$
Gápel'	25	2 344	798	34,0	5,5	7,4	135	8,8	9,4	107	629	256	40,7	5,3	2,7	50,2	8,7	2,2	25,8
	29	1 546	406	26,3	7,0	8,4	119	10,7	10,3	97	373	93	24,9	7,1	3,3	46,9	10,8	2,5	23,2
	34	1 140	262	22,9	8,5	9,2	109	12,4	11,1	90	280	81	28,9	8,5	3,9	46,1	12,3	3,0	24,0
	39	878	250	28,5	10,1	10,1	99	14,1	11,9	84	199	56	28,1	10,4	4,5	43,3	14,3	3,1	21,9
	44	628	177	28,2	12,4	11,1	90	16,1	12,7	79	143	39	27,3	12,8	5,1	39,7	16,4	2,8	17,0
	51	451	119	26,4	14,9	12,2	82	18,1	13,5	74	104	24	23,1	15,4	5,7	36,8	18,4	2,7	14,7
Cajla	28	4 937	1 423	28,8	3,7	6,1	164	6,54	8,1	124	1 175	388	33,0	3,7	2,4	63,6	6,5	2,3	34,8
	32	3 514	1 191	33,9	4,6	6,8	148	7,51	8,7	115	787	291	37,0	4,7	3,1	66,4	7,7	3,0	38,9
	37	2 323	1 006	43,3	5,7	7,5	133	8,34	9,1	109	496	233	47,0	6,1	4,2	68,9	8,9	3,5	39,3
	42	1 317	344	26,1	7,9	8,9	112	10,4	10,2	98	263	63	24,0	9,1	5,2	57,0	11,7	3,8	32,6
	48	973	354	36,4	9,8	9,9	101	12,2	11,1	90	200	69	34,5	11,3	6,1	53,8	13,8	4,4	32,1
	53	619	108	17,5	12,8	11,3	88	14,9	12,2	82	131	13	9,9	14,5	6,6	45,7	16,6	4,2	25,1
Poruba	33	1 313	152	11,6	6,9	8,3	121	10,5	10,3	97	386	54	14,0	6,4	2,7	42,6	10,4	2,2	21,4
	37	1 161	121	10,4	7,6	8,7	114	11,9	10,9	92	332	24	7,2	7,2	3,3	45,0	11,7	2,7	22,8
	42	1 040	140	13,5	8,4	9,2	109	12,9	11,4	88	308	58	18,8	7,9	3,8	48,9	12,5	3,1	25,1
	47	900	183	20,3	9,4	9,7	103	13,9	11,8	85	250	46	18,4	9,0	4,5	50,5	13,7	3,9	28,2
	53	717	177	24,7	10,9	10,4	96	15,9	12,6	79	204	53	26,0	10,4	5,3	51,3	15,6	4,8	31,0
	58	539	194	35,9	13,0	11,4	88	18,2	13,5	74	151	58	38,4	12,3	6,1	49,7	17,6	5,1	29,0

¹parametrization set of data, ²validation set of data, ³permanent inventory plot (PIP), ⁴age, ⁵number of trees, ⁶number of dead trees, ⁷stand mortality percentage, ⁸mean diameter, ⁹standard deviation of mean, ¹⁰coefficient of variation of diameter, ¹¹mean height, ¹²standard deviation of height, ¹³coefficient of variation of height

a výšok podľa jednotlivých období a trvalých výskumných plôch sú obsiahnuté v tab. I.

METODIKA

MORTALITNÝ MODEL SILVA 2.2

Mortalitný model SILVA 2.2 (P r e t z s c h, 1997) vychádza zo všeobecného tvaru logistickej regresie (1). Lineárna kombinácia vstupných veličín je pri drevine buk tvorená hrúbkou d , výškou h , štíhlostným koeficientom h/d a pomerom prírastku na kruhovej základni a hrúbky i_g/d .

Napriek tomu, že logistická funkcia patrí ku najpoužívanejším mortalitným modelom odporúčaným viacerými autormi, Ď u r s k ý (1997) na svojom empirickom materiáli ukázal, že aproximácia rozdelenia pravdepodobností mortality funkčnými hodnotami LOGIT funkcie nie je dostatočná, pretože charakter vzťahov medzi vstupnými veličinami lineárnej kombinácie funkcie nie je svojou podstatou lineárny. Z tohto dôvodu autor nepoužíva funkčné hodnoty LOGIT funkcie na samotnú klasifikáciu, ale iba ako bezdimenzionálnu vstupnú veličinu do ďalšej nelineárnej regresnej funkcie popisujúcej empirické rozdelenie pravdepodobností mortality podľa hodnôt $F(X,A)$ v tvare:

$$M\% = \frac{a}{e^{(b \cdot F(X,A))}} \quad (2)$$

kde:

$$M\% = \frac{p_i(\text{mŕtve})}{p_i(\text{mŕtve} + \text{živé})} \quad (3)$$

pričom:

- $M\%$ – pravdepodobnosť mortality v intervale hodnôt $F(X,A)$,
- $p_i(\text{mŕtve})$ – početnosť odumretých stromov v intervale hodnôt $F(X,A)$,
- $p_i(\text{mŕtve} + \text{živé})$ – početnosť všetkých stromov v intervale hodnôt $F(X,A)$.

V ďalšom postupe sa v druhej fáze pristupuje ku stochastickému posúdeniu prežitia, resp. odumretia konkrétneho stromu cez porovnanie náhodne vygenerovaného čísla, pochádzajúceho z intervalu 0–1 s uniformným rozdelením pravdepodobností, s pravdepodobnosťou mortality stanovenej podľa vzťahu (2). Ak je náhodné číslo menšie ako mortalitná pravdepodobnosť, strom sa zaraďuje k odumretým a naopak.

NOVÝ MODEL

Nový model najprv predikuje mortalitu porastu ako celku na jednotlivých 0,01ha plôškach a predikovanú porastovú mortalitu spätne disagreguje na jednotlivé stromy.

Pri konštrukcii modelu sa zobralo do úvahy 33 potenciálnych vstupných veličín, ktoré možno rozdeliť do piatich skupín:

- absolútne rozmery stromu – hrúbka d , výška h , kruhová základňa g , objem v ,
- bežné, priemerné a relatívne bežné prírastky rozmerových veličín – $i_d, i_{pd}, i_d\%, i_h, i_{ph}, i_h\%, i_g, i_{pg}, i_g\%, i_v, i_{pv}, i_v\%$ a i_g/d ,
- relatívne postavenie stromu v poraste – relatívna hrúbka d_r , výška h_r , kruhová základňa g_r , relatívny objem v_r , štíhlostný koeficient h/d , ďalej sem možno priradiť veličiny $(d - d_{min})/(d_{max} - d_{min})$, $(h - h_{min})/(h_{max} - h_{min})$, $(g - g_{min})/(g_{max} - g_{min})$, $(v - v_{min})/(v_{max} - v_{min})$,
- bonita – vek t , horná výška $h_{0,95\%}$,
- hustota porastu – porastový index SDI , individuálne kompetičné indexy BAL , BAL_{66} a ich relatívne podoby BAL_r a BAL_{66r} (BAL je súčet kruhových základní vo výške 1,3 m stromov nachádzajúcich sa v príslušnom 0,01ha štvorci s hrúbkou $d_{1,3}$ väčšou ako hrúbka sledovaného stromu d_i , BAL_{66} je definovaný ako súčet kruhových základní všetkých stromov nachádzajúcich sa na danej plošnej jednotke 0,01 ha vo výške 66 % výšky sledovaného stromu, ich relatívne formy sú hodnoty indexov vzťahnuté ku kruhovej základni porastu $G_{0,01ha}$).

Celý model je založený na odhade porastového percenta mortality $\%Mx$ na každom 0,01ha štvorci v každom období merania osobitne podľa potenciálnych vstupných veličín. Odhad sa teoreticky opiera o Riemannov integrál (R a o, 1973):

$$\%Mx_i = \int_{min}^{max} M(x)P(x)dx = \sum_{j=1}^l w_j.m_j \quad (4)$$

- kde: $\%Mx_i$ – relatívny podiel odumretých jedincov na 0,01ha ploške predikovaný podľa i -tej veličiny,
- $M(x)$ – empirická funkcia rozdelenia pravdepodobností mortality podľa hodnôt sledovanej vstupnej veličiny,
- $P(x)$ – frekvenčná funkcia rozdelenia pravdepodobností hodnôt sledovanej vstupnej veličiny,
- min, max – minimálna a maximálna hodnota sledovanej vstupnej veličiny.

V diskretnom tvare je funkcia $P(x)$ nahradená relatívnou početnosťou w_j j -tého intervalu hodnôt sledovanej veličiny na danom 0,01ha štvorci v určitom období a $M(x)$ je nahradená očakávaným relatívnym podielom odumretých jedincov z počtu stromov m_j v j -tom intervale hodnôt sledovanej veličiny pre n rokov predikovaného obdobia. Očakávaný relatívny podiel odumretých stromov v určitom intervale hodnôt sledovaných veličín sa stanovuje zo vzťahu:

$$m_j = 1 - (1 - mor_j)^n$$

pričom

$$mor_j = \frac{a}{e^{(b \cdot x_j)}} \quad (5)$$

kde: m_{ij} – vyrovnaný relatívny podiel odumretých jedincov z počtu stromov v j -tom intervale hodnôt sledovanej veličiny za 1 rok,
 x_j – stredové hodnoty intervalu hodnôt sledovanej veličiny.

Celkovo sa tak pre každú 0,01ha plošku a obdobie určí p „čiasťkových“ odhadov porastovej mortality $\%Mx_i$, osobitne pre každú vstupnú premennú. Odhad celkovej mortality porastu $\%Mx$ na k -tom 0,01ha štvorci v sledovanom období j sa získa pomocou lineárnej kombinácie odhadov mortalít podľa jednotlivých analyzovaných veličín parametrizovanej na parametrizačnej vzorke:

$$\%Mx = a_0 + a_1 \cdot \%Mx_1 + \dots + a_i \cdot \%Mx_i + \dots + a_p \cdot \%Mx_p \quad (6)$$

kde: $a_0 - a_p$ – koeficienty viacnásobnej lineárnej regresie,
 p – počet premenných vstupujúcich do lineárnej kombinácie.

Druhou etapou novej metódy je disagregácia celkovej porastovej mortality na jednotlivé stromy. Porastová mortalita je disagregovaná tak, že sa pre každý strom vypočíta pravdepodobnosť jeho mortality pomocou funkcií (2) a (3) metódou podľa Ď u r s k é h o (1997). Jedince sa následne zoradia zostupne od najvyššej po najnižšiu pravdepodobnosť mortality a prvým $N_m = \%Mx \cdot N$ stromom zo zoznamu na k -tej 0,01ha ploche v j -tom období sa priradí stav odumretia.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

MODEL SILVA 2.2

Odhady koeficientov lineárnej kombinácie $L(X)$ logistickej regresie (1) mortalitného modelu SILVA 2.2 sa vykonali metódou maximálnej pravdepodobnosti (maximum likelihood method). LOGIT funkcia bola parametrizovaná na menšej, výberovej vzorke 9 317 stromov vybranej z parametrizačnej časti experimentálneho materiálu v súlade so zásadami diskriminačnej analýzy tak, aby sa dosiahlo 50% zastúpenie živých a odumretých stromov a aby tretina absolútneho počtu stromov pochádzala vždy z jednej TVP.

Štatistickú signifikantnosť modelu potvrdzuje charakteristika $\chi^2_{(4)} = 3\,829,99$, ktorá pri platnosti nulovej hypotézy o nesignifikantnosti posudzovaného modelu nastáva s pravdepodobnosťou $p = 0,000000$, čo je pravdepodobnosť výrazne nižšia ako 5% i 1% hladina významnosti. Výsledky dichotomického rozdelenia skutočných a predikovaných hodnôt sú uvedené v tab. II.

Celková úspešnosť klasifikácie vzorky s vyrovnaným zastúpením živých a mŕtvych stromov je 75,89 %. Vyššia úspešnosť klasifikácie bola dosiahnutá v kategórii odumretých stromov (87,23 %), pri živých stromoch bolo správne zaradených 64,56 %. Uvažujeme teraz so situáciou, že by sa na vzorke s vyrovnaným zastúpením živých a mŕtvych stromov dosiahlo v oboch kategóriách vyrovnané percento úspešnosti – napr. 80 %. Ak by sa potom aplikoval model logistickej regresie, parametri-

zovaný na menšej výberovej vzorke 9 317 stromov späť na celú parametrizačnú vzorku 26 340 stromov, muselo by vzhľadom k nevyrovnanému absolútne počtu živých a odumretých stromov v celej parametrizačnej vzorke (celková mortalita je 7 405 stromov, čo je 28,1 %) dôjsť ku vzniku nevyrovnaného absolútneho počtu chýb predikcie (20 % z 18 935 a 20 % zo 7 405) a k celkovému nadhodnoteniu porastovej mortality. V situácii, keď sa celková úspešnosť predikcie dosiahla pri nižšej úspešnosti v kategórii s väčším absolútnym počtom stromov, musí byť nadhodnotenie mortality ešte väčšie.

Uvedený problém riešil Ď u r s k ý (1997) návrhom rozšírenia logistickej regresie o 2. stochastickú fázu, ktorá vo svojich dôsledkoch vedie k redistribúcii a vyrovnaníu absolútneho počtu chýb medzi oboma kategóriami dichotomického triedenia na úkor zníženia správnosti zatriedenia v pôvodne úspešnejšej kategórii. Nevychýlenosť odhadov celkovej porastovej mortality je zabezpečená znížením úspešnosti správneho zatriedenia jednotlivých stromov, ktoré klesá z pôvodných 75,89 % na 70,08 % (tab. III). Výsledky obsiahnuté v tab. III predstavujú priemer zo 60 opakovaných simulácií.

II. Dichotomická klasifikácia výberovej parametrizačnej vzorky (50 % živých, 50 % odumretých) pomocou LOGIT funkcie – Dichotomic classification of the selected sample from the parametrization set of experimental data (50% dead and 50% live trees) based on LOGIT function

		Predikované hodnoty ¹		Percento úspešnosti ³
		0	1	
Skutočné hodnoty ²	0	3 007	1 651	64,56
	1	595	4 065	87,23
				75,89

¹predicted values, ²observed values, ³correctness of prediction in %

III. Dichotomická klasifikácia úplnej parametrizačnej vzorky po 2. stochastickej fáze v modeli SILVA 2.2 – Dichotomic classification of the complete parametrization data set after 2nd stochastic phase in the model SILVA 2.2

		Predikované hodnoty ¹		Percento úspešnosti ³
		0	1	
Skutočné hodnoty ²	0	3 632	880	80,50
	1	904	995	52,40
				72,17

For 1–3 see Table II

Za povšimnutie stojí predovšetkým skutočnosť, že správnosť klasifikácie v kategórii odumretých jedincov klesla z pôvodných 87 % správne zatriedených jedincov po prvej fáze na 52 % po redistribúcii. To značí, že sa omyly predikcie mortality v kategórii skutočne odumretých stromov vyskytnú takmer v polovici prípadov.

NOVÝ MODEL

Použitím vzťahov (4) a (5) sa na úplnej parametrizačnej vzorke tvorenej celkom 360-timi 0,01ha štvorcami (3 TVP × 6 období periodických meraní × 20 0,01ha štvorcov na 1 TVP) uskutočnil odhad porastovej mortality podľa jednotlivých potenciálnych vstupných veličín, takže sa pre každý štvorec vypočítalo 33 „čiasťkových“ mortalitných percent $%Mx_i$. Výsledný odhad skutočnej porastovej mortality sa uskutočnil na základe parametrizácie vzťahu (6).

Výber premenných vstupujúcich do lineárnej kombinácie nového modelu sa urobil v programe STATISTICA 6.0 pomocou tzv. krokovej metódy (forward stepwise method) viacnásobnej lineárnej regresie. Celkovo bolo vybratých osem vstupných veličín: hrúbka d , výška h , objem v , priemerný výškový prírastok i_{ph} , relatívny výškový prírastok $i_h\%$, relatívny prírastok na kruhovej základni $i_g\%$, štihlостný koeficient h/d a horná výška $h_{95\%}$. Vysokú štatistickú významnosť vybranej kombinácie nezávislých premenných potvrdzuje testovacie kritérium F , ktoré nadobudne hodnotu $F_{8,351} = 49,79$ s pravdepodobnosťou $p = 0,00000$, teda výrazne menšou ako 1% hladina významnosti. Vhodnosť použitia modelu viacnásobnej lineárnej kombinácie pre predikciu výsledného mortalitného percenta porastu pomocou mortalitných percent jednotlivých veličín indikuje tiež vysoké percento vysvetlenej

variability, keď hodnota viacnásobného koeficienta determinácie R^2 je 0,53 a demonštruje ho aj obr. 1, zobrazujúci zhodu rozdelenia reziduálnych odchýlok s očakávaným normálnym náhodným rozdelením.

Potom sa prišlo ku validácii modelu a výsledky stanovenia porastového percenta mortality na piatich štvorcach validačného materiálu v členení podľa jednotlivých plôch a období oboma metódami v porovnaní so skutočnou mortalitou spolu s pripojenými strednými chybami S_{mx} odhadu jednotlivých $%Mx$ obsahuje tab. IV (porastová mortalita SILVY je získaná agregáciou mortality jednotlivých stromov).

Stredná kvadratická chyba predikcie porastových percent S_{mx} je vypočítaná podľa vzťahu:

$$S_{mx} = \sqrt{\frac{\sum (\%Mx_{pred} - \%Mx_{skut})^2}{n-1}} \quad (7)$$

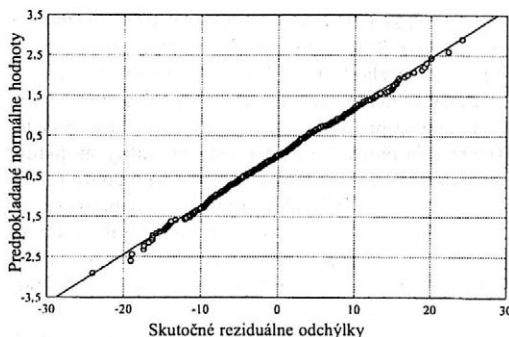
kde: $%Mx_{pred}$ – predikovaná hodnota porastového percenta mortality,
 $%Mx_{skut}$ – skutočná hodnota porastového percenta mortality,
 m – počet všetkých sledovaných období na troch TVP (spolu 18 období).

Stredná chyba predikcie mortalitných percent modelu SILVA 2.2 je $\pm 9,85\%$ so 68% spoľahlivosťou, zatiaľ čo nová metóda poskytuje presnosť $\pm 7,99\%$ pri rovnakej spoľahlivosti, z čoho vyplýva, že nový model poskytuje na porastovej úrovni presnejšie výsledky ako model SILVA 2.2.

IV. Skutočná a predikovaná porastová mortalita (validačná vzorka) – Observed and predicted stand mortality (validation set)

TVP ¹	Vek ²	Celkový počet stromov ³	Absolútna mortalita ⁴	Porastová mortalita (%) ⁵		
				skutočná ⁶	model SILVA 2.2 ⁷	nový model ⁸
Gápel'	25	629	256	40,70	30,00	30,34
	29	373	93	24,90	22,50	24,62
	34	280	81	28,90	28,20	29,94
	39	199	56	28,10	17,60	24,20
	44	143	39	27,30	11,20	22,56
	51	104	24	23,10	13,50	23,22
Cajla	28	1 175	388	33,00	44,00	38,58
	32	787	291	37,00	34,70	35,66
	37	496	233	47,00	38,90	40,52
	42	263	63	24,00	20,90	21,10
	48	200	69	34,50	23,50	25,28
	53	131	13	9,90	8,40	21,90
Poruba	33	386	54	14,00	21,80	17,92
	37	332	24	7,20	22,00	14,70
	42	308	58	18,80	26,60	19,22
	47	250	46	18,40	21,20	20,82
	53	204	53	26,00	22,10	25,12
	58	151	58	38,40	16,60	29,98
Stredná kvadratická chyba ⁹				S_{mx}	9,85	7,99

¹permanent inventory plot (PIP), ²age, ³total number of trees per plot, ⁴mortality, ⁵observed mortality in absolute numbers, ⁶observed relative mortality, ⁷model SILVA 2.2, ⁸new model, ⁹standard quadratic mean error



1. Rozdelenie reziduálnych odchýlok v porovnaní s normálnym rozdelením – Normal probability plot of residuals

Druhou etapou novej metódy je disagregácia celkovej porastovej mortality na jednotlivé stromy. Porastová mortalita bola disagregovaná tak, že sa pre každý strom vypočítala hodnota pravdepodobnosti jeho mortality pomocou funkcií (2) a (3) parametrizovaných pri overovaní modelu SILVA 2.2. Jedince boli následne zoradené na jednotlivých 0,01ha štvorcach validačnej časti empirických údajov zostupne od najvyššej po najnižšiu pravdepodobnosť mortality a prvým $N_m = \%Mx.N$ stromom zo zoznamu bol priradený stav odumretia. Výsledky analýzy sú uvedené v tab. V.

Celková úspešnosť klasifikácie novou metódou je 79,77 %, čo je približne o 8 % viac v porovnaní s mode-

lom SILVA 2.2. Výrazné zlepšenie úspešnosti zatriedenia jednotlivých stromov sa dosiahlo predovšetkým v kategórii odumretých stromov, kde sa novou metódou podarilo zvýšiť úspešnosť zatriedenia o viac ako 13 % (65 % jedincov v tejto kategórii bolo správne klasifikovaných). Pozitívny výsledok je ešte výraznejší, ak ho porovnáme napr. s najnovšími výsledkami autorov M o n s e r u d, S t e r b a (1999), ktorí dosiahli pri modelovaní jednotlivito-stromovej mortality na rozsiahlom empirickom materiáli rakúskych inventarizácií použitím klasickej logistickej regresie pre drevinu buk v kategórii odumretých jedincov úspešnosť iba 38 %.

Nový mortalitný model teda dosahuje porovnateľnú presnosť predikcie mortality na porastovej úrovni, ale navyše dokáže na úrovni jednotlivého stromu správnejšie rozlíšiť, ktoré stromy sa podieľajú na celkovej porastovej mortalite (tab. VI).

V. Dichotomická klasifikácia validačnej vzorky dát podľa nového modelu – Dichotomic classification of the validation set of data by a new model

		Predikované hodnoty ¹		Percento úspešnosti ³
		0	1	
Skutočné hodnoty ²	0	3 869	643	85,75
	1	654	1 245	65,56
				79,77

For 1–3 see Table II

VI. Dichotomická klasifikácia validačnej vzorky dát v členení podľa jednotlivých TVP a období merania – Dichotomic classification of the validation set of data for particular PIP and measurement periods

TVP ¹	Gápel ²			Cajla			Poruba		
	vek ²	SILVA ³	nový model ⁴	vek ²	SILVA ³	nový model ⁴	vek ²	SILVA ³	nový model ⁴
0	25	86,33	91,15	28	66,84	78,65	33	80,42	86,75
1		53,91	62,11		65,98	73,20		35,19	48,15
Celkom ⁵		73,13	79,33		66,55	76,85		74,09	81,35
0	29	85,36	87,50	32	73,79	78,02	37	79,55	88,64
1		46,24	61,29		49,14	60,48		41,67	58,33
Celkom ⁵		75,60	80,97		64,68	71,54		76,81	86,45
0	34	81,91	85,43	37	80,99	87,83	42	79,20	87,60
1		53,09	70,37		61,37	75,11		51,72	50,00
Celkom ⁵		73,57	81,07		71,77	81,85		74,03	80,52
0	39	91,61	94,41	42	87,50	91,00	47	84,31	88,24
1		41,07	75,00		47,62	65,08		45,65	60,87
Celkom ⁵		77,39	88,94		77,95	84,79		77,20	83,20
0	44	94,23	94,23	48	91,60	91,60	53	86,09	86,75
1		25,64	69,23		52,17	59,42		45,28	58,49
Celkom ⁵		75,52	87,41		78,00	80,50		75,49	79,41
0	51	90,00	91,25	53	94,07	84,75	58	90,32	83,87
1		25,00	70,83		30,77	84,62		27,59	51,72
Celkom ⁵		75,00	86,54		87,79	84,73		66,23	71,52

¹permanent inventory plot (PIP), ²age, ³correctness of dichotomic classification by SILVA method (%), ⁴correctness of dichotomic classification by a new model (%), ⁵total

Z údajov uvedených v tab. VI je zrejmé, že obe metódy sú približne rovnako úspešné pri klasifikácii stromov v kategórii živých jedincov (percento správne zatriedených jedincov sa pohybuje v rozmedzí 80–90 %). Úspešnosť oboch modelov pri zatriedení do kategórie odumretých jedincov je všeobecne nižšia a v niektorých prípadoch dokonca nedosahuje ani 50 %. Kým nový spôsob mal úspešnosť nižšiu ako 50 % len v jednom období (na TVP Poruba vo veku 33 rokov), správnosť klasifikácie jedincov v skupine odumretých stromov pomocou modelu použitého v SILVA 2.2 bola približne v polovici prípadov pod 50 %.

ZÁVER

Výsledky porovnania dvoch modelov mortality – mortalitného modelu podľa Ď u r s k é h o (1997) aplikovaného v jednotlivito-stromovom rastovom simulátore SILVA 2.2 (P r e t z s c h, 1997) a návrhu nového kompatibilného modelu mortality založeného na disagregačnom prístupe a tzv. Riemannovom integráli – ukazujú, že obidva modely sa vyznačujú nevychýlenými odhadmi mortality, avšak nový model poskytuje presnejšie výsledky tak na porastovej, ako aj na stromovej úrovni.

Na porastovej úrovni vykazuje nový model strednú chybu predikcie porastovej mortality okolo 8 % so 68% spoľahlivosťou, zatiaľ čo model simulátora SILVA 2.2 vykazuje strednú chybu porastovej mortality cca 10 % pri rovnakej spoľahlivosti. Na stromovej úrovni je úspešnosť dichotomického zatriedenia jednotlivých stromov do kategórie živý – mŕtvy pomocou nového modelu 80%, model simulátora SILVA 2.2 dosahuje o 8 % menej. Nový model výrazne lepšie klasifikuje stromy v kategórii skutočne odumretých stromov (+ 13 %).

Okrem toho má nová metóda ešte značný potenciál dosiahnuť výrazné zlepšenie prostredníctvom preskúmania vhodnejšej kombinácie vstupných nezávislých premenných. Ide o veličiny majúce priamy súvis s vitalitou a konkurenčnou situáciou jednotlivých stromov, ako sú informácie o poškodení jedince rôzneho druhu, korunové parametre, vhodnejšie druhy kompetičných indexov, veľkosť osvetlenej časti koruny a pod., ktoré neboli pri danej metodike merania TVP k dispozícii.

Inou cestou vedúcou ku zjednodušeniu a zvýšeniu stability modelu je využitie viacrozmerných štatistických metód, napr. faktorovej analýzy, použitím ktorej sa dá zjednodušiť pôvodná štruktúra veľkého počtu vstupných, často silne vzájomne korelovaných veličín do menšieho počtu v pozadí stojacich faktorov sumarizujúcich vplyv a variabilitu pôvodnej štruktúry premenných.

Literatúra

BUFORD, M. A. – HAFLEY, W. L., 1985. Probability distributions as models for mortality. *For. Sci.*, 31: 331–341.

- CAO, Q. V., 1997. A method to distribute mortality in diameter distribution models. *For. Sci.*, 43: 435–442.
- DANIELS, J. – BURKHART, J., 1988. An integrated system of forest stand models. *For. Ecol. Manage.*, 23: 159–177.
- ĎURSKÝ, J., 1997. Modellierung der Absterbeprozesse in Rein- und Mischbeständen aus Fichte und Buche. *Allg. Forst- Jagdztg.*, 168 (6–7): 131–134.
- HAMILTON, D. A., Jr., 1986. A logistic model of mortality in thinned and unthinned mixed conifer stands on Northern Idaho. *For. Sci.*, 32: 989–1000.
- HETT, J. M., 1971. A dynamic analysis of age in sugar maple seedlings. *Ecology*, 52: 1071–1074.
- HLADÍK, M. – SEDMÁK, R. – ŠUCHTOVÁ, K., 1999. Stochastický odhad neznámych výšok jednotlivých stromov pri ich známych hrúbkach. *Acta Fac. for. Zvolen.*, XLI: 193–209.
- LEE, Y. J., 1971. Predicting mortality for even-aged forest stands of lodgepole pine. *For. Chron.*, 47: 29–32.
- McTAGUE, J. – STANSFIELD, J., 1994. Stand and tree dynamics of uneven-aged ponderosa pine. *For. Sci.*, 40: 289–302.
- MONSERUD, R. A., 1976. Simulation of forest tree mortality. *For. Sci.*, 22: 438–444.
- MONSERUD, R. A. – STERBA, H., 1999. Modeling individual tree mortality for Austrian forest species. *For. Ecol. Manage.*, 113: 109–123.
- MOSER, J. W., 1972. Dynamics of uneven-aged forest stand. *For. Sci.*, 18: 184–191.
- PRETZSCH, H., 1997. Wo steht die Waldwachstumsforschung heute? *Denkmuster – Methoden – Feedback.* *Allg. Forst- Jagdztg.*, 168 (6–7): 98–102.
- RAO, R. C., 1973. Lineární metody statistické indukce a jejich aplikace. Praha, Academia: 666.
- RITCHIE, M. W. – HANN, D. W., 1997. Implications of disaggregation in forest growth and yield modeling. *For. Sci.*, 43: 223–233.
- SOMERS, G. L. – ODERWALD, R. G. – HARMS, W. R. – LANGDON, O. G., 1980. Predicting mortality with a Weibull distribution. *For. Sci.*, 26: 291–300.
- STAEBLER, G. R., 1953. Mortality estimation in fully-stocked stands of young Douglas-fir. *USDA Forest Serv., Pac. Northwest Forest and Range Exp. Stn. Res. Pap.* 4: 8.
- ŠEBÍK, L., 1964. Vypracovanie najvhodnejších spôsobov prebierok u hlavných lesných drevin – etapa buk. [Čiastková záverečná správa úlohy.] Zvolen.
- ŠMELKO, Š. – WENK, G. – ANTANAITIS, V., 1992. Rast, štruktúra a produkcia lesa. Bratislava, Príroda: 342.
- TANG, S. – WANG, Y. – ZHANG, L. – MENG, CHo-Ho, 1997. A distribution-independent approach to predicting stand diameter distribution. *For. Sci.*, 43: 491–500.
- VANCLAY, J. K., 1994. Modelling forest growth and yield (Application to mixed tropical forests). CAB International, Wallingford, UK: 312.
- VANCLAY, J. K., 1995. Growth models for tropical forests: a synthesis of models and methods. *For. Sci.*, 41: 15–36.

Došlo 13. 3. 2000

MODELLING MORTALITY OF INDIVIDUAL TREES AND WHOLE STANDS USING THE DISAGGREGATION THEORY

M. Hladík, R. Sedmák

Technical University, Faculty of Forestry, T. G. Masaryka 24, 960 53 Zvolen

The paper presents a new method of modelling forest stand mortality and compares it with the mortality model by *Ďurinský* (1997) applied in the individual-tree growth simulator *SILVA 2.2* (*Pretsch*, 1997). The models were tested on the data from permanent inventory plots (PIP) created by the Department of Forest Management and Geodesy, Faculty of Forestry, Technical University, Zvolen in order to analyse the influence of different silvicultural treatments on the growth of pure beech stands. The whole sample data from six time periods and three PIP were divided into a parametrization set of 26,340 trees (80.4% of the entire database) and a validation sample which included the remaining 6,411 trees (19.6%).

The new method of predicting forest stand mortality consists of two phases:

1. prediction of forest stand mortality on certain plots and in certain time periods,
2. disaggregation of stand mortality on individual trees.

The first step in the model is to calculate percentages of stand mortality for every single examined variable on each of the 0.01 ha squares using the Riemann's integral (formula (4)), where $M(X)$ is the mortality function, i.e. mortality probability distribution function that best fits the scatter plot of mortality probabilities related to the values of an independent variable and $P(X)$ is the density function of mortality probabilities related to the values of an independent variable on each 0.01 ha plot and a period of one year. The final stand mortality percentage for a certain 0.01 ha area is determined as a linear combination of "partial" percentages calculated for all examined variables separately (formula (6)).

In the second phase, the stand mortality is disaggregated on individual trees using mathematical functions of *SILVA 2.2* model (formulae [2] and [3]). According to the probabilities of mortality calculated for each tree, all individuals are arranged in order from the highest to the lowest value of mortality probability and the first n

trees with the highest probabilities of mortality are then considered to have died in the examined period on a particular 0.01 ha area.

The evaluation of the two models has brought the following results:

1. Both models give accurate predictions of stand mortality with the standard deviation of prediction: the stand mortality percentage $\pm 10\%$ for the model of *SILVA 2.2* and $\pm 8\%$ for the newly proposed model with 68% confidence probability.
2. On the individual-tree level, the successfulness of dichotomic distribution of individual trees into the category alive-dead achieved by the new model is ca. 80%, whereas in the model of *SILVA 2.2* simulator it is 8% less.
3. The most important improvement in comparison with the *SILVA* method is noticeable in the prediction of dead trees. In this category, the new model achieved the correctness 13% higher than the compared model.

Moreover, the new method still has a great potential to be effectively improved, by finding a more suitable combination of those independent variables that have not been available from the empirical data measurements, but describe well the influence of the factors related directly with the growth and surviving. It includes e.g. information about the damage of individual trees, crown parameters, different kinds of competition indices, as well as the characteristics directly interconnected with tree physiological vitality, e.g. exposed crown surface area, the amount of leaf surface etc.

Another way of simplifying and increasing the stability of the model is utilization of statistical multidimensional methods, e.g. factor analysis that can reduce the original structure of the big amount of independent, often very strongly correlated parameters into a smaller number of staying-in-background factors that summarize the influence and variability of original variables.

Kontaktná adresa:

Prof. Ing. Milan Hladík, CSc., Technická Univerzita, Lesnícka fakulta, T. G. Masaryka 24, 960 53 Zvolen, Slovenská republika

HRŮBKOVÝ A VÝŠKOVÝ PRÍRASTOK STROMOV BOROVICE SOSNY POŠKODENÝCH DEFOLIÁCIOU KORÚN

DIAMETER AND HEIGHT INCREMENTS OF SCOTS PINE TREES DAMAGED BY CROWN DEFOLIATION

R. Petráš, V. Nociar, J. Mecko

Lesnícký výskumný ústav, T. G. Masaryka 22, 960 92 Zvolen

ABSTRACT: Original results of the research aimed at height and diameter increments of Scots pines are presented in the paper. Increments were derived from our own empirical material consisting of 1,045 radial increment bore holes on the stem at the height 1.3 m, then at the height of 0.3, 0.5 and 0.7 multiples of tree height, together 2,000 radial bore holes and 519 height increments. Increment changes were quantified in relative measures by means of increment indexes in dependence on crown defoliation. The highest reduction was recorded for height increment, followed by diameter increment at breast height, then diameter increment at the height of 0.3 and 0.7 multiples of tree height. The lowest reduction was recorded for the increment of stem diameter at the half of its height. In comparison with spruce pine has for the same crown defoliation lower height increment by 15% as well as lower diameter increment by 30%.

Scots pine; increment reduction; crown defoliation

ABSTRAKT: V práci sú predložené originálne výsledky výskumu zmien výškového a hrúbkového prírastku stromov borovice sosny. Prírastkové zmeny sa odvodili z vlastného empirického materiálu, ktorý tvoria radiálne prírastkové sondy na kmeni vo výške 1,3 m v počte 1 045, v 0,3-, 0,5- a 0,7-násobku výšky stromu v počte 2 000 radiálnych sond a 519 výškových prírastkov. Prírastkové zmeny sa kvantifikovali v relatívnych mierach prostredníctvom prírastkových indexov v závislosti od defoliácie korún. Najväčšie straty má výškový prírastok, za ktorým nasleduje hrúbkový v prsnej výške stromu, potom hrúbkový v 0,3- a 0,7-násobku výšky stromu a najmenšie prírastkové straty má kmeň v polovici výšky. V porovnaní so smrekom má borovica pri rovnakej defoliácii korún výškový prírastok o 15 % a hrúbkový až o 30 % nižší.

borovica sosna; prírastková strata; defoliácia korún

ÚVOD

Skúmaná problematika prírastkov stromov poškodených defoliáciou ich korún je vo vedeckej a odbornej literatúre viac-menej známa. Je známa najmä v okolitých západoeurópskych krajinách, ako je Nemecko, Rakúsko, ale aj Švajčiarsko. Podľa drevín sú najväčšie poznatky pre smrek, ktorý je v týchto krajinách najrozšírenejší, ale zároveň aj najviac poškodzovaný imisiami. Z ďalších drevín môžeme uviesť borovicu, ktorej sa venovalo podstatne menej pozornosti ako smreku, avšak najmenej, dokonca skôr zriedkavo sa venovalo listnatým drevinám. Rovnako rozdielny je i rozsah a hĺbka získaných poznatkov. Väčšina výskumov sa sústredila na kvantifikáciu hrúbkového prírastku stromov v poškodených porastoch. Menej časté sú výskumy ich výškového a objemového prírastku. V Rakúsku sú už dávnejšie známe

mnohé poznatky, ktoré zovšeobecnil najmä Pollansschütz (1986), vo Švajčiarsku Schweingruber (1983) a v Nemecku Kramer et al. (1988), ktorí naposledy zhrnuli viaceré výsledky v tejto oblasti. V Českej republike sú známe výsledky o hrúbkovom prírastku smrekových porastov v imisných oblastiach od Vinša (1962) a Vinša, Mrkvu (1972). Na podklade týchto a ďalších jeho výsledkov vydalo MLVD ČR redukčné koeficienty znížených prírastkov (Věstník MLVD ČSR, 1989).

I keď sa v Slovenskej republike podobný výskum značne oneskoril, sú v súčasnosti známe už niektoré pozoruhodné výsledky. Sú to parciálne výsledky najmä experimentálneho výskumu, ako ich uvádza Priesol (1989, 1995), Scheer (1990), Ďurský (1992, 1994, 1995), Ďurský, Šmelko (1994), Šmelko (1994), Šmelko et al. (1996), Riemer et al. (1997) – všetky z oblasti Oravy, Račko (1994) z monitoringu zdravotného stavu lesov

v SR a Brezina (1988, 1992) pre buk z oblasti Žiaru nad Hronom. Pracovníci Lesníckeho výskumného ústavu vo Zvolene dokončili v roku 1991 prvýkrát trojročný výskum hrúbkového, výškového a objemového prírastku poškodených smrekových stromov. Výsledkom tohto výskumu boli prírastkové modely smrekových stromov v závislosti od stupňa ich poškodenia (Petráš et al., 1993). Vo výskume tejto problematiky sa kontinuálne pokračovalo zberom empirického materiálu pre borovicu. Pre nedostatok finančných prostriedkov sa tento výskum v roku 1993 nedokončil. Príležitosť nastala až v roku 1995, keď sa otvoril nový vedeckotechnický projekt; jeho doriešením v roku 1998 sa dosiahli zaujímavé poznatky a kvantifikovali sa konkrétne prírastkové straty.

MATERIÁL A METODIKA

Pri naplňaní cieľa práce – odvodiť pre poškodené borovicové stromy a porasty korekčné prírastkové modely – sa využili metodické postupy a skúsenosti zahraničných autorov, najmä Vinša (1962), Vinša, Mrkvu (1972), Pollanschütza (1986) a Schweingrubera (1983), z domácich autorov najmä Šmelku (1994) a Ďurského (1994, 1995). Okrem týchto sa využili aj vlastné skúsenosti, ktoré sa získali v riešení danej problematiky. Boli to hlavne výsledky výskumu pre smrek a čiastočné výsledky pre borovicu, ako ich uvádza Petráš et al. (1993).

Empirický materiál sa zbieral tak, že z kmeňov poškodzovaných stromov sa odoberali sondy radiálneho prírastku kmeňov, a to nielen na stojacich stromoch vo výške 1,3 m, ale aj po ich zrúbaní vo vyšších častiach kmeňa; vždy to však bola len jedna radiálna sonda z každej časti kmeňa. Na zrúbaných kmeňoch sa merali aj výškové prírastky ako vzdialenosti medzi susednými práslenami. Z nameraných prírastkov sa pomocou metódy totálneho diferenciálu (Petráš, 1993) odvodili objemové prírastky poškodených a nepoškodených stromov a ich podielom aj prírastkové indexy.

Pre kvantifikáciu prírastkových zmien borovicových stromov sa použil dvojaký empirický materiál. Prvý je ten, ktorý zozbieral Petráš et al. (1993) pri riešení po-

dobného, no však neukončeného projektu v rokoch 1991–1993. Tvoria ho najmä radiálne prírastky kmeňa v prsnej výške 1,3 m a výškové prírastky. Druhý pochádza z ďalšieho doplnkového zberu počas rokov 1995–1997. Tento zber sa sústredil hlavne na radiálne prírastky v rôznych relatívnych výškach na kmeni. Jeho výber a meranie sa uskutočnilo hlavne na Záhorí, kde boli najaktuálnejšie problémy so zhoršeným zdravotným stavom borovicových porastov.

Výskumné plochy pre hrúbkový a výškový prírastok stromov sa teda zakladali v imisne alebo ináč ekologicky poškodzovaných porastoch, ktoré ale boli ešte relatívne zapojené a celistvé. Podľa odhadu dosahovalo zakmenenie na výskumných plochách hodnoty 0,6–0,85. Na výskumných plochách pokračovali práce tak, že sa vyberali stromy s proporcionálnym zastúpením všetkých stupňov poškodenia korún. Tieto stromy sa následne očíslovali a merali, prípadne hodnotili sa na nich tieto veličiny:

- hrúbka stromu a jeho stromová trieda,
- kvalita a poškodenie kmeňa,
- výška stromu a výška nasadenia koruny,
- relatívna dĺžka koruny a jej voľnosť vo vzťahu k okolitým korunám,
- percento defoliácie koruny.

Na označených stromoch sa ešte pozorovalo a hodnotilo žltnutie ihlič, plodivosť, prítomnosť imela, prípadne iných škodlivých činiteľov. Defoliácia koruny sa hodnotila okulárne s ďalekohľadom podľa kritérií medzinárodného monitoringu zdravotného stavu lesov. Po zmeraní veličín stromov sa tieto zrúbalí a na každom strome sa odobrali štyri sondy radiálneho prírastku. Bolo to vo výške 1,3 m a 0,3-, 0,5- a 0,7-násobku výšky stromu. Radiálne sondy sa zo stromov odoberali tak, aby zachytávali v každej časti kmeňa maximálny počet letokruhov, teda tak, aby siahali čo najbližšie k stržni. Na zrúbaných stromoch sa merali aj výškové prírastky ako vzdialenosti medzi susednými práslenami, a to minimálne 40 rokov dozadu.

Vzhľadom na značnú pracovnosť týchto meraní a pomerne zložitú organizáciu meračských prác v lesnej prevádzke sa volili pokusné plochy s menším počtom stromov. Celkom sa zmeralo 31 výskumných plôch, na ktorých

I. Regresné koeficienty a štatistické charakteristiky vyrovnania prírastkových indexov hrúbky a výšky poškodených stromov borovice – Regression coefficients and statistical characteristics of fitting the increment indexes of diameter and height in damaged pine trees

Prírastková veličina ¹	Počet vyrovnaných hodnôt ²	Regresné koeficienty ³		Stredná chyba ⁴	Koeficient determinácie ⁵
		b_1	b_2/b_3		
$d_{1,3}$	97	1,530914 E-2	9,549687 E-1	0,20	0,59
$d_{0,3,h}$	50	6,683058 E-3	1,131188 E+0	0,19	0,66
$d_{0,5,h}$	47	2,365624 E-3	1,358042 E+0	0,22	0,56
$d_{0,7,h}$	46	5,320305 E-3	1,185668 E+0	0,14	0,78
h	47	-3,248928 E-2	5,916761 E-4	0,18	0,32
			-4,099635 E-6		

¹increment variable, ²number of fitted values, ³regression coefficients, ⁴standard error, ⁵determination coefficient

bolo 2 081 stromov, teda priemerne 67 stromov na jednej ploche. Nie zo všetkých stromov sa však odobrali prírastkové sondy. Pre ich odber sa stromy vyberali tak, aby boli proporcionálne zastúpené všetkým stupňom defoliácie korún. Zo všetkých 2 081 stromov sa na 1 045 stromoch odobrali sondy radiálnych prírastkov vo výške 1,3 m, teda priemerne sa odobralo na každej ploche 34 prírastkových sond.

Pre výškový prírastok a hrúbkový prírastok v relatívnych výškach na kmeni je k dispozícii empirický materiál zo Záhoria zo 16 pokusných plôch s 519 stromami. Na všetkých stromoch sa po ich zrúbaní zmerali výškové prírastky a odobrali sa sondy radiálnych prírastkov v prsnej výške a v troch relatívnych výškach na kmeni. Keď počítame štyri sondy na jeden strom, tak celkový počet

sond je okolo 2 000. Šírka letokruhov v radiálnych sondách sa merala na digitálnom pozitiometri s priamym pripojením na personálny počítač.

Najväčší rozsah pokusného materiálu, a to viac ako dve tretiny, pochádza zo Záhoria. Zvyšná časť je z oblasti Spiša, Gemera a z Hornej Nitry. V tab. II sú uvedené priemerné hodnoty výberových súborov stromov a ich smerodajné odchýlky. Za všetkých 31 výskumných plôch môžeme konštatovať, že sa skúmali stromy s priemernou hrúbkou v rozpätí 24–40 cm, s vekom 70–116 rokov a s priemernou stromovou triedou 1,5–2,0 – sú to teda väčšinou nadúrovňové a úrovňové stromy. Stromy, ktoré mali nepoškodené kmeňe, sa označovali číslom 1 a stromy s poškodeným kmeňom číslom 2. Na plochách priemerné poškodenie kmeňov v rozsahu 1,0–1,6 teda znamená, že

II. Základné štatistické charakteristiky súborov borovicových stromov, z ktorých sa odobrali prírastkové sondy – Basic statistical characteristics of the sets of pine trees from which increment bore holes were taken

Číslo plochy ¹	Počet stromov ²	Hrúbka ³		Vek ⁴		Stromová trieda ⁵		Poškodenie kmeňa ⁶		Defoliácia koruny ⁷ (%)		Dĺžka koruny ⁸ (%)		Voľnosť koruny ⁹	
		priemer ¹⁰	s _x	priemer ¹⁰	s _x	priemer ¹⁰	s _x	priemer ¹⁰	s _x	priemer ¹⁰	s _x	priemer ¹⁰	s _x	priemer ¹⁰	s _x
1	34	31,9	4,6	97	3,9	1,8	0,6	1,3	0,4	42	17,6	11	3,7	3,2	0,8
2	30	30,1	4,3	97	3,4	1,7	0,6	1,2	0,4	46	19,6	14	5,1	3,2	0,9
3	32	27,7	3,4	80	2,9	1,7	0,5	1,2	0,4	29	13,4	19	4,7	3,2	0,7
4	28	34,7	3,9	99	2,9	1,6	0,5	1,2	0,4	47	21,7	20	4,4	2,8	0,7
5	33	31,6	8,4	96	2,6	1,7	0,5	1,2	0,4	40	19,9	18	4,8	2,6	0,6
6	37	34,0	4,5	97	2,1	1,6	0,5	1,2	0,4	34	16,7	19	5,0	3,0	0,6
7	30	36,7	4,7	105	2,8	1,5	0,5	1,1	0,2	30	10,2	20	3,2	3,1	0,5
8	31	32,0	3,8	110	3,4	1,8	0,4	1,3	0,5	36	19,5	21	4,1	2,9	0,5
9	40	29,1	4,7	112	5,2	1,6	0,5	1,1	0,3	33	16,7	18	5,0	2,7	0,7
10	40	28,5	3,8	95	3,1	1,7	0,5	1,0	0,2	40	18,0	20	5,2	2,6	0,6
11	20	33,2	5,1	95	4,6	1,6	0,5	1,6	0,5	44	20,6	25	5,5	3,0	0,8
12	18	30,7	4,6	98	3,2	1,6	0,5	1,3	0,5	44	20,3	24	6,9	3,1	0,7
13	56	30,9	4,3	94	2,4	1,6	0,5	1,1	0,3	38	18,3	22	4,2	3,0	0,6
14	20	24,6	3,2	112	6,2	1,8	0,4	1,2	0,4	44	17,7	21	6,9	3,1	0,6
15	31	25,6	6,0	94	2,6	1,9	0,3	1,2	0,4	45	18,4	27	7,0	3,0	0,7
16	31	24,9	3,6	96	2,3	1,7	0,4	1,3	0,4	49	18,7	25	7,5	3,1	0,7
17	29	32,0	4,9	96	1,3	1,6	0,5	1,2	0,4	35	12,6	20	5,1	3,0	0,7
18	31	30,5	5,0	112	3,6	1,7	0,4	1,1	0,3	44	15,9	26	8,2	3,1	0,7
19	30	28,6	4,9	101	3,6	1,7	0,4	1,3	0,5	45	21,7	26	9,2	2,8	0,6
20	40	25,8	2,8	113	3,9	1,8	0,4	1,2	0,4	44	20,3	21	5,6	3,0	0,6
21	40	28,6	3,9	116	2,8	1,8	0,4	1,2	0,4	43	20,2	20	5,6	2,6	0,5
22	30	24,9	2,4	105	1,1	1,8	0,4	1,2	0,4	44	20,0	23	4,9	2,8	0,6
23	41	27,7	2,9	70	0,8	1,6	0,5	1,1	0,3	40	20,9	23	4,7	3,0	0,6
24	42	26,2	3,1	80	1,2	1,7	0,5	1,2	0,4	43	17,8	24	6,0	3,1	0,6
25	40	32,8	3,9	101	1,6	1,7	0,5	1,4	0,5	40	19,6	21	4,7	2,9	0,6
26	36	27,5	3,6	82	7,8	1,6	0,5	1,1	0,2	40	17,0	22	5,7	3,0	0,8
27	35	23,9	3,8	92	6,6	1,6	0,5	1,0	0,0	45	22,5	27	5,6	3,0	0,7
28	28	37,1	5,5	93	5,1	1,9	0,4	1,1	0,3	22	8,3	29	6,7	3,6	0,6
29	28	39,8	8,4	115	11,8	2,0	0,6	1,0	0,0	35	9,7	35	11,9	3,6	2,8
30	37	36,0	5,1	89	5,5	1,7	0,5	1,0	0,0	33	18,7	42	5,1	1,9	0,6
31	37	34,6	6,4	86	7,7	1,7	0,5	1,0	0,0	43	17,8	36	5,7	2,2	0,8

¹plot No., ²number of trees, ³diameter, ⁴age, ⁵tree class, ⁶tree damage, ⁷crown defoliation, ⁸crown length, ⁹canopy class, ¹⁰mean

sa vyskytovali väčšinou nepoškodené kmene. Na všetkých výskumných plochách je priemerná defoliácia korún v rozpätí 22–49 % a relatívna dĺžka koruny v rozsahu 11–42 % z výšky stromov. Pomerne vysoká voľnosť korún v rozsahu stupňov 1,9–3,6 znamená, že skúmané stromy sú v korunovom zápoji uvoľnené približne z dvoch až štyroch strán. Pre rovnomernosť zastúpenia pokusných plôch sa vyžadovalo, aby boli zastúpené vo všetkých oblastiach Slovenska. Žiaľ, nepodarilo sa nám túto požiadavku splniť, a to z toho dôvodu, že v dôsledku permanentných kalamít lesná prevádzka nezažila borovicové porasty po celom Slovensku. Po kompletizácii celého pokusného materiálu sa vytvorila databáza pre tri druhy prírastkov:

- radiálne prírastky na kmeni vo výške 1,3 m s 1 045 meraniami,
- radiálne prírastky na kmeni v relatívnych výškach s 2 000 meraniami,
- výškové prírastky s 519 meraniami.

SPRACOVANIE EMPIRICKÉHO MATERIÁLU

Vzhľadom na doterajšie poznatky mnohých autorov – ale aj vlastné skúsenosti s variabilitou a presnosťou pri meraní hrúbkových prírastkov poškodených stromov – sme ich museli pred ich ďalším vyhodnocovaním preveriť. Použil sa pritom pracný, no osvedčený postup vzájomného porovnávania prírastkových kriviek. Išlo pritom nielen o grafické porovnávanie prírastkových kriviek, ale aj o štatistické testovanie súbežnosti prírastkových trendov, ako ich uvádzajú Schweingruber (1983), Jačka (1989) a Petráš et al. (1993). Štandardná prírastková krivka, ktorá je potrebná na synchronizáciu prírastkových kriviek jednotlivých stromov, sa skonštruovala ako priemerná z výberu najzdravších a najvitálnejších stromov na každej ploche, u ktorých sa nepredpokladali žiadne poruchy v pravidelnej tvorbe ročných letokruhov. Pre výber takýchto stromov sa využili štatistické testy významnosti percenta súbežnosti prírastkových trendov, grafické porovnávanie, prípadne i ďalšie stromové charakteristiky.

Prvým krokom v konštrukcii štandardných kriviek bol výpočet percenta súbežnosti medzi dvojicami kriviek na jednej ploche vo všetkých možných vzájomných kombináciách, pričom sa súbežnosť hodnotila len za posledných 50 rokov. Podľa Jačky (1989) sú pre 50 hodnotených prírastkových intervalov a hladiny významnosti $\alpha = 0,01$ a 0,001 stanovené kritické medze súbežnosti v hodnote 66,45 % a 71,85 %. Podľa tohto testu môžeme teda považovať súbežnosť, ktorá je väčšia ako 71,85 %, s vysokou (až 99,9 %) pravdepodobnosťou za štatisticky významnú. Po vykonaní testoch súbežnosti môžeme konštatovať, že na pokusných plochách sa stále našlo 5–19 stromov, ktoré mali medzi sebou súbežnosť vyššiu ako 72 %. Na troch prírastkových plochách mali prírastkové krivky súbežnosť vyššiu ako 80 %. Z tohto prvostupňového výberu prírastkových kriviek sa po ich

grafickom znázornení a porovnaní vylúčili niektoré krivky stromov s vysokým percentom defoliácie korún a s nižšou stromovou triedou.

Po následnom výbere sa z ostávajúcich kriviek vypočítali pre každú pokusnú plochu priemerné prírastkové krivky, ku ktorým sa porovnávali len tie individuálne krivky, z ktorých sa vypočítali priemerné. Po výpočte ich percenta súbežnosti sa opätovne vylúčili niektoré individuálne krivky, ktorým percento súbežnosti k priemernej krivke výraznejšie pokleslo. Po tomto kroku zostalo pre každú pokusnú plochu 3–8 individuálnych prírastkových kriviek, z ktorých sa vypočítali priemerné krivky, a tie predstavujú pre každú pokusnú plochu určitý prírastkový štandard. K tomuto štandardu sa potom porovnávali individuálne prírastkové krivky príslušnej pokusnej plochy. Vierohodnosť a správnosť každej prírastkovej krivky sa posudzovala individuálne podľa percenta súbežnosti a na základe grafického porovnania konkrétnej krivky so štandardnou. V prípade, že individuálna krivka vykazovala nízku súbežnosť, hľadala sa pri grafickom znázornení jej príčina.

Po preskúmaní všetkých prírastkových kriviek v $d_{1,3}$ môžeme konštatovať, že na pokusných plochách vykazovalo 0–40 % individuálnych kriviek nejakú prírastkovú poruchu. Z tohto počtu malo v tvorbe letokruhov 85 % prírastkových kriviek len jednu poruchu, 13 % dve poruchy a 3 % malo tri a štyri poruchy. Pri skúmaní príčin týchto porúch môžeme konštatovať, že až 77 % porúch bolo v dôsledku vynechania alebo nevytvorenia prírastku v niektorom roku. Ďalších 23 % porúch sa dotýkalo tvorby nepravého letokruhu, čiže pri meraní letokruhov sa omylom vylíšili dva (a nie jeden) letokruh. Všetky poruchy pri tvorbe alebo meraní letokruhov sa museli na prírastkových krivkách jednotlivých stromov identifikovať a chyby aj odstrániť. Účinnou pomocou pri identifikácii porúch boli na krivkách najmä výrazné poklesy prírastkov v klimaticky suchých rokoch. Po analýze všetkých prírastkových kriviek môžeme konštatovať, že výrazné poklesy boli v kalendárnom roku 1947, 1952, 1964, 1976, 1986 a 1993. Ďalším kritériom pre zdôvodnené opravy prírastkových kriviek bola aj súbežnosť prírastkových trendov štandardnej a individuálnej prírastkovej krivky po jej pokusnej oprave. Na individuálnej prírastkovej krivke sa ponechali len tie opravy, ktoré znamenali vyššie zvýšenie percenta súbežnosti oproti pôvodnému. Za všetky upravované prírastkové krivky v $d_{1,3}$ bolo percento súbežnosti pred úpravou v rozpätí 38–55 % – priemerne 47 % – a po ich synchronizácii v rozpätí 58–73 % – priemerne 66 %. Teda synchronizáciou a v nadväznosti na to nevyhnutnými úpravami sa zvýšilo percento súbežnosti týchto kriviek o 19 %. Za všetky – t.j. upravované aj neupravované – prírastkové krivky bola konečná súbežnosť 66 %. Po takejto analýze borovicových prírastkových kriviek môžeme konštatovať, že podobné a blízke výsledky sa dosiahli i pri analýze prírastkových kriviek smreka, ako ich uvádza Petráš et al. (1993), Ďurský (1995) a Šmelko et al. (1996).

Namerané výškové prírastky zo 16 pokusných plôch sa spracovali podobným spôsobom ako hrúbkové prírastky. Na každej pokusnej ploche sa vybrali po 3–4 prírastkové krivky pre odvodenie štandardnej krivky. Po preskúmaní všetkých 487 výškových prírastkových kriviek vykazovalo 103, čo je 21 %, nejakú poruchu. Tieto poruchy vznikli s najväčšou pravdepodobnosťou po korunových zlomoch alebo po napadnutí imelom vo vrchných častiach korún, čo sťažovalo identifikáciu práslenov a tým aj výškové prírastky. Za všetky upravované krivky bolo percento súbežnosti pred úpravou v rozpätí 37–48 % – priemerne 43 % – a po ich synchronizácii v rozpätí 57–68 % – priemerne 62 %. Synchronizáciu a následnými úpravami sa teda zvýšilo percento súbežnosti výškových prírastkových kriviek o 19 %. Za všetky výškové prírastkové krivky bola po synchronizácii súbežnosť 55–65 % – priemerne 59 %, čo je o 7 % nižšia ako u prírastkov v $d_{1,3}$. Tento výsledok nie je nijakým prekvapením, pretože podobné výsledky dosiahli aj Petráš et al. (1993) pri smreku.

Trochu odlišným spôsobom sa synchronizovali krivky radiálnych prírastkov v relatívnych výškach na kmeni. Tu boli k dispozícii štyri prírastkové krivky z jedného kmeňa, a preto sa už nevytvárala priemerná štandardná krivka za celú pokusnú plochu. Synchronizovali sa však všetky štyri krivky z jedného kmeňa navzájom medzi sebou. Zo všetkých 16 pokusných plôch, na ktorých bolo spolu 1 898 prírastkových kriviek, bolo potrebné upraviť len 113, čo je necelých 6 %. Poruchy pri tvorbe a meraní výškových prírastkov, ktoré bolo potrebné identifikovať a opraviť, boli obdobné ako pri prírastkoch v $d_{1,3}$. Priemerná súbežnosť upravovaných kriviek bola pred ich úpravou 49 %; po úprave stúpla na 70 %. Na jednotlivých plochách bola výsledná súbežnosť v rozpätí 73–83 % a priemerne za všetky plochy to bolo 78 %, teda o 12 % vyššia ako pri prírastku v $d_{1,3}$.

Po zhnutí doterajších poznatkov z analýzy radiálnych a výškových prírastkových kriviek borovice môžeme konštatovať, že najnižšiu 59% súbežnosť prírastkových trendov majú výškové prírastkové krivky, potom nasledujú s 66 % prírastkové krivky v $d_{1,3}$, a najvyššiu 78% súbežnosť majú štyri letokruhové krivky toho istého stromu v rôznych relatívnych výškach na kmeni. Je až prekvapujúce, že takmer rovnaké výsledky sa dosiahli i pri synchronizácii prírastkových kriviek smreka. Ako uvádza Petráš et al. (1993), smrekové prírastkové krivky v $d_{1,3}$ mali priemernú synchronizáciu 65 % a výškové prírastkové krivky 59 %.

Po synchronizácii všetkých prírastkových kriviek a ich prípadných úpravách sa pristúpilo ku kvantifikácii prírastkových zmien. Zmena prírastku sa vyjadřila prírastkovým indexom, ktorý predstavuje podiel prírastku poškodeného a nepoškodeného stromu. V prípade priamo meraných prírastkov predstavuje prírastkový index podiel okamžitého prírastku pri jeho poškodení a prírastku, keď by strom toto poškodenie nemal. Okamžitý prírastok poškodeného stromu sa určil zo skutočnej prírastkovej krivky. Prírastok stromu v stave bez poškodenia

sa určil metódou vyrovnávania vekových prírastkových trendov. Túto metódu už dávnejšie veľmi dobre hodnotili Vinš (1962) a Vinš, Mrkva (1972) i Pollanschütz (1986). Vo väčšom rozsahu a s dobrým výsledkom ju využili pre smrek i Petráš et al. (1993).

Pri vyrovnávaní prírastkových trendov a v nadväznosti na to i výpočte prírastkových indexov je dôležitý hraničný vek alebo kalendárny rok, od ktorého by sa mal považovať strom za poškodený. Konkrétny rok sa odvodil podľa všeobecne známeho poznatku o náhlom zlomovom poklese a výraznom znížení variability ročných prírastkov. Podľa týchto dvoch kritérií sa okulárnym posúdením na prírastkovej krivke každého stromu stanovili hraničné roky. Pre každú pokusnú plochu sa vypočítal z týchto rokov ich aritmetický priemer. V oblasti Záhoria vychádzajú za 16 pokusných plôch výrazné prírastkové poklesy v kalendárnych rokoch 1975–1978. Väčšina z nich, t.j. 14 plôch, má však jednoznačný pokles v roku 1976. Ďalších osem plôch zo Záhoria má výrazné poklesy prírastkov v rokoch 1988–1990. V oblasti Hornej Nitry (konkrétne na LS Uhrovec) je na dvoch plochách pokles prírastkov v roku 1983 a 1987. Na LS Plešivec je to v roku 1982 a v oblasti Spiša v rokoch 1966–1987. Z uvádzaných kalendárnych rokov poklesu prírastku vyplýva, že ich najnižšie rozpätie je v oblasti Záhoria, kde sa jedná s vysokou pravdepodobnosťou o náhly pokles spodnej vody súvisiaci s reguláciou rieky Moravy a jej prítokov. V ostatných oblastiach je rozpätie 5 alebo až 22 rokov a poškodenie porastov je pravdepodobne imisné. Príčinou vyššej variability môže byť pravdepodobne i väčšia rôznorodosť stanovištných a porastových pomerov na skúmaných pokusných plochách. Z týchto môžeme vyzdvihnúť najmä exponovanosť k imisnému zdroju, nadmorskú výšku, sklon terénu, rastové pomery stanovišťa, ale aj vek, skladbu a štruktúru porastov.

Po stanovení rokov významných prírastkových poklesov nasledovala etapa vyrovnávania vekových prírastkových trendov a výpočtu prírastkových indexov. Vzhľadom na vysoký počet individuálnych prírastkových kriviek sa podobne ako pri smreku (Petráš et al., 1993) nevyrovnávali tieto krivky samostatne, ale vyrovnávali sa na každej ploche priemerné krivky za určitú skupinu stromov. Priemerné prírastkové krivky sa teda vypočítali na každej ploche pre skupinu stromov z určitého rozpätia defoliácie korún. Defoliácia sa pritom volila v takom rozpätí, aby sa na každej pokusnej ploche vytvorili 3–4 priemerné krivky. Okrem priemernej prírastkovej krivky za vytriedenú skupinu stromov sa vypočítali i priemerné údaje ďalších veličín ako sú hrúbka, výška a vek stromov, stromová trieda, poškodenie kmeňa, percento defoliácie, podiel koruny a stupeň jej uvoľnenia. Pri radiálnom prírastku vo výške 1,3 m na kmeni sa vytvorilo celkom 107 tried so zastúpením v triedach po 2–23 stromov. Pri výškovom prírastku to bolo 48 tried so zastúpením v triedach po 3–18 stromov a pri radiálnom prírastku v relatívnych výškach na kmeni bolo 134 tried so zastúpením v triedach po 1–18 stromov.

Tieto priemerné prírastkové krivky sa potom stali podkladom pre vyrovnávanie vekových prírastkových trendov a vlastný výpočet prírastkových indexov. Na ich vyrovnávanie sa použili regresné funkcie, ktoré pri čo najmenšom počte parametrov najlepšie vystihovali ich klesajúci trend. Nízky počet parametrov hlavne pri polynómoch je aj podmienkou dobrých extrapoláčnych vlastností funkcie. Podobne ako pri smreku (Petráš et al., 1993) aj tu sa najlepšie uplatnili tieto funkcie:

– lomený polynóm v tvare:

$$b_1 + \frac{b_2}{x} \quad (1)$$

– lomený polynóm v tvare:

$$b_1 + \frac{b_2}{x} + \frac{b_3}{x^2} \quad (2)$$

– mocninová funkcia v tvare:

$$b_1 \cdot x^{b_2} \quad (3)$$

– mocninová funkcia v tvare:

$$b_1 + b_2 \cdot x^{b_3} \quad (4)$$

– exponenciálna funkcia v tvare:

$$b_1 + b_2 \cdot e^{(-b_3 \cdot x)} \quad (5)$$

Pri vyrovnávaní radiálnych prírastkov sa na približne 40 % prípadov použila mocninová funkcia (4), potom nasledoval s 29 % lomený polynóm (2), exponenciálna funkcia (5) s 18 %, mocninová funkcia (3) s 10 % a lomený polynóm 1. stupňa sa použil najmenej, a to len v 3 % prípadov. Na vyrovnávanie výškových prírastkov sa v 62 % prípadoch použil lomený polynóm 2. stupňa (2) a vo zvyšných 38 % lomený polynóm 1. stupňa (1). Pri výbere regresných funkcií a vyrovnávaní priemerných prírastkových kriviek sa vhodnosť vyrovnania posudzovala podľa obvyklých štatistických charakteristík, ako sú súčet štvorcov odchýliek a stredná chyba vyrovnania prírastkových kriviek. Dôležitým kritériom správneho vyrovnania bolo i grafické porovnanie priebehu empirických a vyrovnaných hodnôt s tým, aby sa mohli posúdiť najmä prípadné systematické odchýlky. Po vyrovnaní vekových prírastkových trendov sa vypočítali prírastkové indexy ako podiely skutočného a očakávaného prírastku podľa vzorca:

$$I_i = \frac{i_{s(t)}}{i_{o(t)}} \quad (6)$$

kde: I_i – prírastkový index,

$i_{s(t)}$ – hodnota skutočného prírastku vo veku t ,

$i_{o(t)}$ – hodnota očakávaného prírastku vo veku t .

Vo vzorci (6) sa hodnota očakávaného prírastku vypočíta podľa funkcie vyrovnaného prírastkového trendu

– je to teda prírastok nepoškodeného stromu. Skutočný prírastok je prírastok poškodeného stromu. V oboch prípadoch sa zvažovali prírastky v poslednom (t) roku života stromu. Hlavným dôvodom pre voľbu prírastkov v tomto roku bola skutočnosť, že na našich jednorázových pokusných plochách sme poznali defoliáciu korún skúmaných stromov len k tomuto veku.

VÝSLEDKY

ZMENY HRÚBKOVÉHO A VÝŠKOVÉHO PRÍRÁSTKU STROMOV

Prírastkové indexy hrúbkového a výškového prírastku borovicových stromov odvodené podľa rovnice (6) sa kvantifikovali pomocou regresných závislostí prírastkových indexov od percenta defoliácie korún. Túto závislosť potvrdili ako podstatnú všetci doterajší autori. Petráš et al. (1993) preskúmali pre smrek i vplyv veku a stromovej triedy. Ich vplyv však označili za nepodstatný. Podobne aj Šmelko et al. (1996) dokazujú, že na prírastkové zmeny stromov najviac vplyva defoliácia korún. Vzhľadom na to, že pokusné stromy borovice majú veľmi úzke rozpätie veku a stromových tried, nebolo možné na nich zopakovať rovnaký prieskum ako pri smreku. Na vyrovnávanie prírastkových indexov odvodených podľa rovnice (6) v závislosti od defoliácie korún sa použili regresné funkcie tvaru:

$$I_{id} = 1 - b_1 \cdot Def^{b_2} \quad (7)$$

$$I_{ih} = 1 - b_1 \cdot Def + b_2 \cdot Def^2 + b_3 \cdot Def^3 \quad (8)$$

kde: I_{id} – index hrúbkového prírastku na kmeni,

I_{ih} – index výškového prírastku stromu,

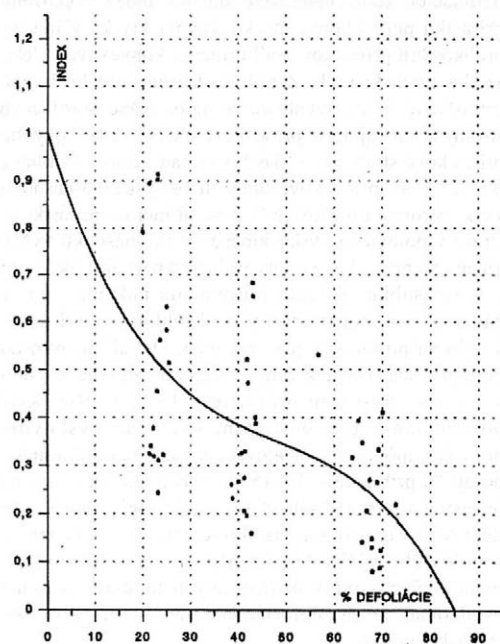
Def – defoliácia koruny stromu (%),

$b_1 - b_3$ – regresné koeficienty.

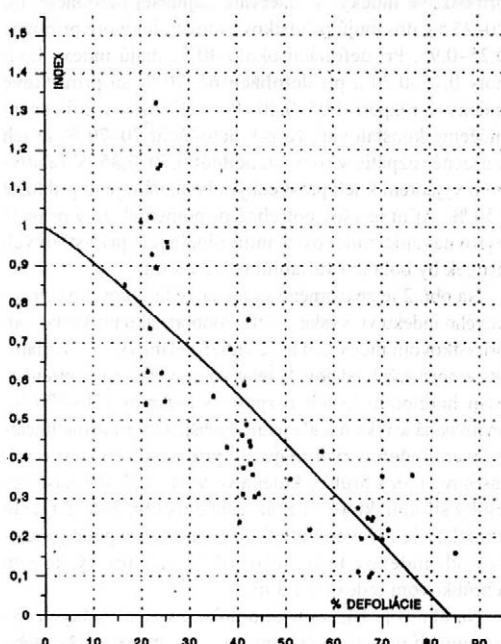
V oboch rovniciach je pomocou konštanty 1 implicitne zabezpečené, že pri 0% defoliácii nadobudne prírastkový index hodnotu 1,0. Vypočítané regresné koeficienty a základné štatistické charakteristiky vyrovnania sú pre konkrétne prírastkové indexy uvedené v tab. I. Najväčší počet 97 vyrovnávaných údajov má hrúbkový prírastkový index vo výške 1,3 m. Ostatné prírastkové indexy majú už len približne polovičný počet, a to v rozpätí 46–50 hodnôt. Stredné chyby regresného vyrovnania 0,14–0,22 sú pomerne vysoké. Koeficienty determinácie regresných závislostí sú v rozpätí 0,32–0,78 a poukazujú na veľmi rozdielny význam a vplyv defoliácie korún stromov na prírastkové indexy. Najmenej, len na 32 %, ovplyvňuje defoliácia výškový prírastkový index. Na rozdiel od toho hrúbkové prírastkové indexy ovplyvňuje defoliácia korún už na 56–78 %. Je to teda približne dvojnásobne väčší vplyv ako pri výškovom prírastkovom indexe.

Rozptyl vyrovnávaných indexov a polohu vyrovnanej krivky je vidieť i na obr. 1–5. Pri ich posudzovaní je po-

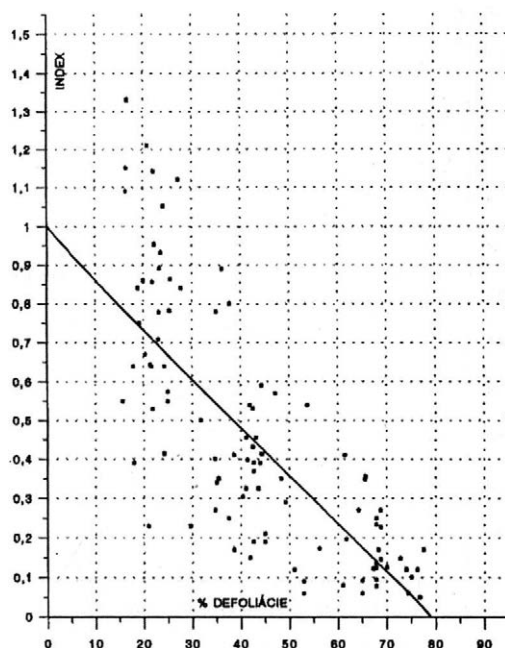
trebné znovu zdôrazniť, že empirické hodnoty indexov sú odvodené z priemerných prírastkových kriviek. Teda



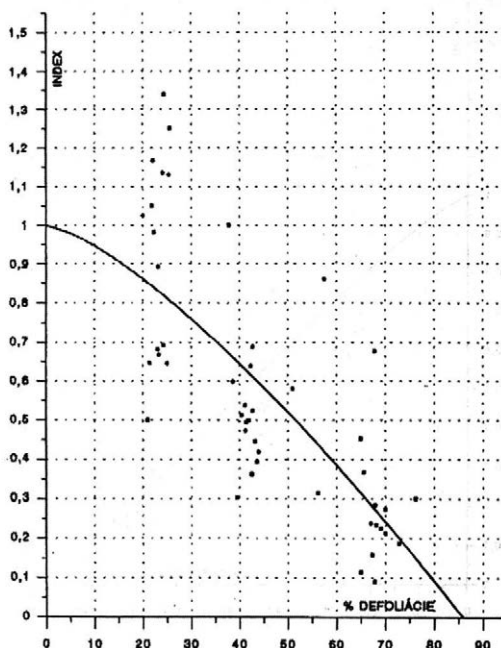
1. Borovica – indexy výškového prírastku stromu – Pine – tree height increment indexes



3. Borovica – indexy hrúbkového prírastku stromu vo výške $0,3 \cdot h$ – Pine – tree diameter increment indexes at a height $0,3 \cdot h$



2. Borovica – indexy hrúbkového prírastku stromu vo výške 1,3 m – Pine – tree diameter increment indexes at a height 1.3 m



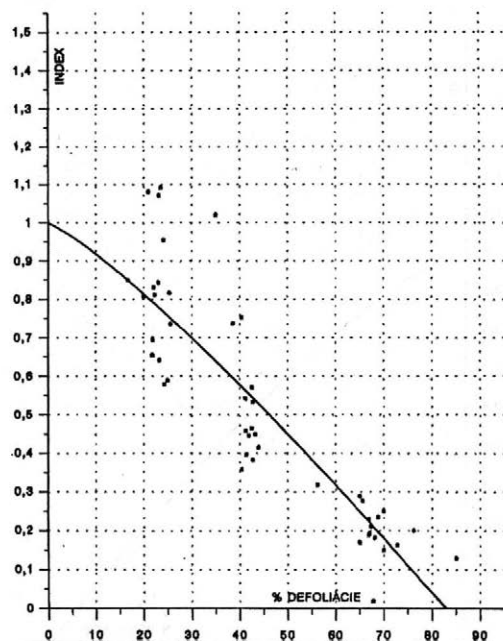
4. Borovica – indexy hrúbkového prírastku stromu vo výške $0,5 \cdot h$ – Pine – tree diameter increment indexes at a height $0,5 \cdot h$

tak ako sa podľa intervalov defoliácie vytvárali priemerné prírastkové krivky, tak sú potom k dispozícii aj ich prírastkové indexy. Na obr. 1 sú znázornené výškové prírastkové indexy. V intervale najnižšej defoliácie, t.j. 20–25 %, dosahujú prírastkové indexy hodnoty približne 0,25–0,95. Pri defoliácii okolo 40 % majú indexy hodnoty 0,15–0,70 a pri defoliácii 65–70 % sú prírastkové indexy v rozpätí 0,05–0,40. Po väčšom zovšeobecnení môžeme konštatovať, že pre defoliáciu 20–70 % je ich variačné rozpätie v rozsahu hodnôt 0,70–0,35. V relatívnom vyjadrení k ich prostredným hodnotám je to približne 150 %. Aj tu je však potrebné pripomenúť, že v prípade vyrovnávania indexov z individuálnych prírastkových kriviek by bola ich variabilita ešte väčšia.

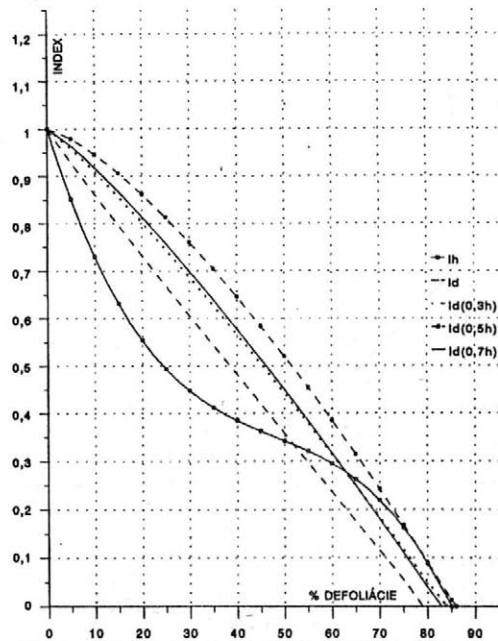
Na obr. 2 je znázornené vyrovnanie hrúbkového prírastkového indexu vo výške 1,3 m. Podobne ako pri výškovom prírastkovom indexe, aj tu je vidieť veľmi vysokú variabilitu empirických údajov. V relatívnom vyjadrení k priemerným hodnotám je ich rozpätie v rozsahu 120–170 %. Vyrovnaná krivka má ale jednoduchší, a to približne lineárny tvar. Podobný tvar majú aj vyrovnané krivky pre prírastkový index hrúbky kmeňa vo výške 0,3–0,7-násobku výšky stromu, ktoré sú znázornené na obr. 3–5. Z týchto obrázkov je zároveň vidieť, že variačné rozpätie prírastkových indexov je o niečo nižšie ako pri výškovom a hrúbkovom indexe v 1,3 m.

Na obr. 6 je znázornená poloha a vývoj všetkých vyrovnaných prírastkových indexov, t.j. indexu výškového

prírastku ako aj hrúbkových prírastkov v štyroch výškach na kmeni. Z modelových kriviek môžeme konštatovať, že všetky prírastkové indexy sa so stúpajúcou defoliáciou korún nelineárne znižujú: index výškového prírastku podľa konvexno-konkávnej krivky a indexy hrúbkových prírastkov podľa mierne konvexných alebo konkávných kriviek. Z polohy kriviek pre hrúbkové prírastkové indexy vyplýva, že defoliovane borovicové stromy majú najnižšie prírastkové indexy, teda najvyššie prírastkové straty vo výške 1,3 m nad zemou. Približne o 8 % menšie prírastkové straty sú vo výške 0,3-násobku výšky stromu a o ďalších 7–8 % sú menšie prírastkové straty v polovici výšky kmeňa. V 0,7-násobku výšky kmeňa sú prírastkové straty približne rovnaké, ako je to v 0,3-násobku. Z tohto porovnania môžeme urobiť záver, že najmenšie straty na hrúbkovom prírastku kmeňa sú približne v jeho polovici. Odtiaľ smerom do koruny – ale najmä k zemi – sa straty mierne zvyšujú a v prsnej výške sú približne o 15 % väčšie. Keď porovnáme k týmto stratám straty na výškovom prírastku, môžeme konštatovať, že tieto sú pri defoliácii do 50 % približne o 10–15 % vyššie ako sú straty na prírastku v prsnej hrúbke. Pri vyššej defoliácii sa ale dostávajú na úroveň hrúbkovej prírastkovej straty v polovici výšky kmeňa. Pri miernej extrapolácii modelových kriviek prírastkových indexov môžeme usudzovať, že pri defoliácii 80–85 % sú už všetky prírastky nulové.



5. Borovica – indexy hrúbkového prírastku stromu vo výške 0,7* h – Pine – tree diameter increment indexes at a height 0.7* h



6. Vývoj modelových prírastkových indexov borovicových stromov v závislosti od percenta defoliácie korún – Curves of model increment indexes for pine trees in relation to per cent defoliation of crowns

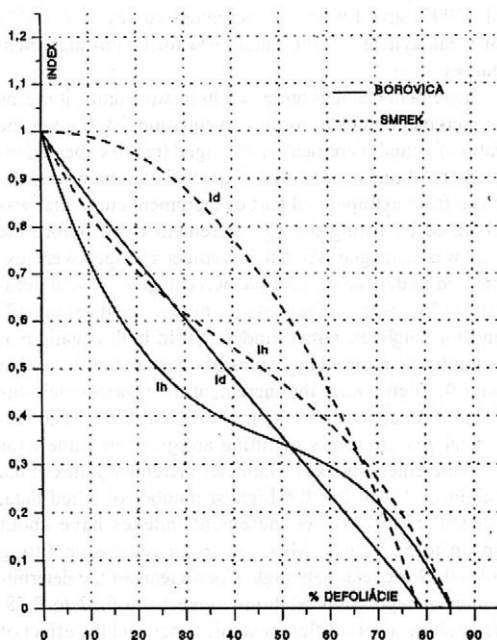
DISKUSIA

Odvođenje prírástkové indexy pre borovicu sme porovnali na obr. 7 s indexami pre smrek, ako ich odvodili Petráš et al. (1993). Vzhľadom na to, že pre smrek sa neskúmali hrúbkové prírástky v rôznych výškach na kmeni, sú tu znázornené len indexy pre hrúbkový a výškový prírástok stromu. Z porovnania týchto dvoch drevín vyplýva, že vývoj ich prírástkových indexov vo vzťahu k defoliácii korún je veľmi podobný, i keď podobnosť je vyššia pri výškovom prírástku. Zreteľné rozdiely sú však v absolútnych hodnotách prírástkových indexov, keď borovica má v celom rozsahu defoliácie obidva prírástkové indexy nižšie ako smrek. Borovica má teda pri rovnakej defoliácii vyššie prírástkové straty ako smrek. Pri výškovom prírástku je to približne do 15 %, ale pri hrúbkovom až do 30 %. Podľa tvaru kriviek prírástkových indexov môžeme usudzovať, že smreku sa pri nižšej defoliácii pomalšie zvyšujú prírástkové straty. To rovnako platí nielen pre hrúbkový, ale aj pre výškový prírástok. Pri zdôvodňovaní týchto rozdielov je možné hľadať vysvetlenie v rôznorodosti, ale najmä v rôznovekosti asimilačného aparátu obidvoch drevín. Pokiaľ má zdravá borovica len 2–3 ročníky ihličia, zdravý smrek ich môže mať 9–10. Jeho najstaršie ročníky sú však produkčne takmer bezvýznamné a pri poškodzovaní opadávajú zo stromov prvé. To môže potom znamenať, že keď smreku odpadne z koruny 30 % ihličia, jeho prí-

rástková strata bude asi menšia ako pri borovici, ktorej každý ročník ihličia je produkčne približne rovnaký. Na obr. 7 je zároveň vidieť, že obidve dreviny majú nulové prírástky pri rovnakej, a to 80–85% defoliácii korún.

Literatúra

- BREZINA, L., 1988. Zisťovanie strát na drevnej produkcii poškodzovaných lesných drevín. *Les*, 44: 447–452.
- BREZINA, L., 1992. Produkcia bukových porastov poškodzovaných imisiami. [Kandidátska dizertačná práca.] VŠLD, LF: 90.
- ĎURSKÝ, J., 1992. Zisťovanie náhlych prírástkových zmien smreka v oblasti Krásno nad Kysucou podľa Schweingrubovej metódy. *Acta Fac. For. Zvolen.*: 223–232.
- ĎURSKÝ, J., 1994. Použitie dendroklimatických modelov na kvantifikáciu zmien prírástku stromov vplyvom imisií. *Lesnícky časopis – Forestry Journal*, 40: 147–152.
- ĎURSKÝ, J., 1995. Poruchy v tvorbe letokruhov a imisné poškodenie porastov v oblasti Horná Orava. *Zprav. Beskydy Vliv imisi na lesy a lesní hospodářství Beskyd*, 7: 45–48.
- ĎURSKÝ, J. – ŠMELKO, Š., 1994. Kvantifikácia prírástkových zmien smreka v oblasti Horná Orava. *Lesnictví-Forestry*, 40: 42–47.
- JÁČKA, J., 1989. Souběžnost, testování její významnosti a využití v oboru letokruhové analýzy. *Zpr. lesn. výzk.*, 34: 42–45.
- KRAMER, H. – DONG, P. H. – SABOROWSKI, H. J., 1988. Auswirkungen von Waldschäden auf den Zuwachs von Fichten. *Forstarchiv*, 59: 154–155.
- PETRÁŠ, R., 1993. Metóda totálneho diferenciálu v kvantifikácii zmien objemového prírástku stromov. *Folia dendrol.*, 20: 253–258.
- PETRÁŠ, R. – NOCIAR, V. – PAJTÍK, J., 1993. Changes in increment of spruce damaged by air pollution. *Lesnictví*, 39: 116–122.
- POLLANSCHÜTZ, J., 1986. Zuwachsdepressionen bei Einzelbäumen in immisionsbelasteten Bestände. XVIII. IUFRO Kongres, Ljubljana, Division 4: 1–8.
- PRIESOL, A., 1989. Produkcia smrekových porastov poškodzovaných imisiami. *Lesnictví*, 35: 899–910.
- PRIESOL, A., 1995. Stupne poškodenia stromov a porastov v lesoch poškodzovaných imisiami. *Lesnictví-Forestry*, 41: 471–475.
- RAČKO, J., 1994. Monitoring zdravotného stavu lesov na Slovensku. *Lesn. štúd.*, 52: 79.
- RIEMER, T. – SLOBODA, B. – ĎURSKÝ, J. – ŠMELKO, Š., 1997. Testing of the constancy of long-term trends in tree-ring width of spruce in the area of Northern Slovakia. *Lesnictví-Forestry*, 43: 389–397.
- SCHIEER, L., 1990. Zhodnotenie vplyvu imisií na hrúbkový a objemový prírástok smrekových porastov LHC Oravská Polhora. *Lesnícky časopis – Forestry Journal*, 36: 3–11.
- SCHWEINGRUBER, F. H., 1983. *Der Jahring-Standort, Methodik, Zeit und Klima in der Dendrochronologie*. Bern und Stuttgart, Verlag Paul Haupt: 234.
- ŠMELKO, Š., 1982. Biometrické zákonitosti rastu a prírástku lesných stromov a porastov. Bratislava, Veda: 182.



7. Porovnanie indexov hrúbkového a výškového prírástku stromov – Comparison of indexes of tree diameter and height increments

ŠMELKO, Š., 1994. Optimálny počet a smer odoberania výtvov zo stojacich stromov pre dendrochronologické analýzy hrúbkového rastu. Zvolen, AFF, 36: 149–158.

ŠMELKO, Š. – SCHEER, L. – ĎURSKÝ, J., 1996. Poznatky z monitorovania zdravotného a produkčného stavu lesa v imisnej oblasti Horná Orava. Zvolen, TU, Ved. Štúd., 16: 142.

VINŠ, B. 1962. Použití letokruhových analýz k průkazu kroužkových škod. Lesnictví, 35: 263–280.

VINŠ, B. – MRKVA, R., 1972. Zuwachsuntersuchungen in Kiefernbeständen in der Umgebung einer Düngfabrik. Wien, Mitt. FBVA, 97/1: 173–194.

Došlo 31. 3. 1999

DIAMETER AND HEIGHT INCREMENTS OF SCOTS PINE TREES DAMAGED BY CROWN DEFOLIATION

R. Petráš, V. Nociar, J. Mecko

Forest Research Institute, T. G. Masaryka 22, 960 92 Zvolen

The results of research aimed at the changes of diameter and height increments of damaged trees of Scots pine in Slovakia are presented in the paper. Empirical material was collected on research plots in the stands damaged by air pollutants or in other ecologically damaged stands. The stands were still relatively closed and integral. On these plots trees were selected in a way to have a proportional share in all degrees of crown damage. Selected trees were numbered and measured or basic tree characteristics were assessed for these trees. Crown defoliation in percentage was assessed visually by means of a binocular according to the criteria of international monitoring of forest condition. After measuring tree characteristics some trees were cut and 4 bore holes of radial increment were taken from their stems. The bore holes were taken at the height 1.3 m and at the height of 0.3, 0.5 and 0.7 multiples of tree height. Radial bore holes were taken in a way to be in the closest position to the heart. Height increment was also measured in cut trees as a distance between adjacent whorls, minimally for last 40 years.

There were established 31 research plots with 2,081 trees, it means on average 67 trees per plot. Increment bore holes were not taken from all trees, only from selected trees to be equally distributed in all degrees of crown defoliation per plot. Of the whole number of 2,081 trees the bore holes of radial increment at the breast height of tree were taken only from 1,045 trees. Height increment was measured only on 519 trees. Bore holes for diameter increment were taken also at relative heights on the stem. If we take into account 4 bore holes per 1 tree then their total number is about 2,000. The width of annual ring in radial bore holes was measured with a digital position meter with direct connection to a computer.

The greatest part of experimental material, particularly more than 2/3, is from Záhorie region. Remaining material is from Spiš, Gemer and Upper Nitra regions. For all 31 research plots there were examined trees with mean diameter 24–40 cm, the age 70–116 years and mean tree class 1.5–2.0. It means that these trees were mostly dominant or co-dominant ones.

Before the quantification of increment reduction all height and radial increments were adjusted into increment curves. The curves were synchronized and dated. A statistical test of increment trends paralleling was used. Based on the analysis of radial and height increment curves of pine we can state that the lowest paralleling of increment trends, namely 59%, was recorded for height increment curves, then for increment curves in $d_{1.3}$, namely 66%, and the highest paralleling, namely 78%, was recorded for four annual ring curves of the same tree at various relative heights on the stem. It is surprising that almost the same results were obtained also with synchronization of increment curves of spruce. Petráš et al. (1993) give for spruce increment curves in $d_{1.3}$ 65% of mean synchronization and 59% for height increment curves.

Increment changes are given in relative units, it means in increment index according to equation (6). It gives the ratio of actual increment of damaged tree to expected increment of undamaged tree. Expected increment was derived from extrapolated part of increment curve that was obtained by fitting the age increment trend before the tree was damaged. Actual increment changes were expressed in dependence on the percentage of crown defoliation by means of regression model for diameter (7) and for height increment index (8). In both equations it is implicitly ensured by means of constant value 1.0 that with 0% defoliation the increment index will reach this value. Calculated regression coefficients and basic statistical characteristics of fitting are given in Table I for both increment indexes. Diameter increment index at the height of 1.3 m has the highest number of fitted data, particularly 97. Other increment indexes have about 46 up to 50 values. Mean errors of regression fitting 0.14–0.22 are relatively high. Coefficients of the determination of regression relations range from 0.32 to 0.78. They show a very different significance and the effect of tree crown defoliation on increment indexes. The least influenced by defoliation, only to 32%, is height increment index. On the contrary, diameter increment indexes

are influenced by tree crown defoliation almost to 56–78%. It means, it is about a doubled effect than for height increment index.

Dispersion of fitted indexes and the position of fitted curves is illustrated in Figs. 1–5. In the assessment of these indexes we can repeatedly stress that empirical values of indexes are derived from mean increment curves. As mean increment curves were created according to the intervals of defoliation their increment indexes are available. Height increment indexes are illustrated in Fig. 1 and fitting of diameter increment index at breast height in Fig. 2. Increment indexes of stem diameter at the height of 0.3–0.7 multiple of the value of tree height are given in Figs. 3–5. Fig. 6 illustrates the position and trend of all fitted increment indexes, it means the index of height increment as well as diameter increments at four heights on the stem. From model curves we can draw a conclusion that all increment indexes are non-linearly decreasing with increasing crown defoliation. It follows from the position of the curves for diameter increment indexes that defoliated pine trees have the lowest increment indexes, it means the highest increment reduction at the height 1.3 m above ground. The increment reduction at the height of 0.3 multiple of the value of tree height is lower by further 8% and the increment reduction in the half of stem height is lower by further 7–8%. In 0.7 multiple of stem height the increment reduction is

about the same as in 0.3 multiple. It results from this comparison that the lowest reduction of diameter increment is approximately in the half of stem height. The reduction is slightly increasing toward the crown or toward the ground. At breast height the reduction is greater by about 15%. When we compare it with the reduction of height increment we can say that the former is higher by about 10–15% with the defoliation within 50% than the reduction of increment at breast height. With greater defoliation this reduction is at the level of diameter increment reduction in the half of stem height. By a slight extrapolation of model curves of increment indexes we can state that for the defoliation within 80–85% the increment equals zero.

Derived increment indexes for pine were compared in Fig. 7 with the indexes for spruce. These indexes were derived by Petráš et al. (1993). It follows from the comparison of both species that the trend of increment indexes in relation to crown defoliation is very similar though the similarity is higher for height increment. The difference is clear in absolute values of increment indexes when pine has both increment indexes lower than spruce in the whole range of defoliation. It means that pine has higher increment reduction for the same defoliation than spruce. For height increment it is approximately within 15% and for diameter increment within 30%.

Kontaktná adresa:

Doc. Ing. Rudolf Petráš, CSc., Lesnícký výskumný ústav, T. G. Masaryka 22, 960 92 Zvolen, Slovenská republika

**Změna publikačního jazyka
ve vědeckých časopisech
České akademie zemědělských věd**

Na základě doporučení Vydavatelské rady ČAZV budou od 1. 1. 2001 v časopisu Journal of Forest Science publikovány všechny příspěvky **pouze v angličtině**.

**A change of publication language
in Scientific Journals of the Czech Academy
of Agricultural Sciences**

As recommended by Board of Publishers of the Czech Academy of Agricultural Sciences all papers in Journal of Forest Science will be published **solely in English** since 1st January 2001.

POZEMNÉ VÁPNE NIE LESNÝCH PÔD – PLÁNOVANIE POMOCOU GIS PRE ÚZEMIE VEĽKÝ POLOM

GROUND LIMING OF FOREST SOILS – PLANNING BY GIS TOOLS FOR THE VEĽKÝ POLOM AREA

J. Tuček, M. Koška

Technická univerzita, Lesnícka fakulta, T. G. Masaryka 24, 960 53 Zvolen

ABSTRACT: The use of machines for ground liming of forest soils is evaluated. GIS application to the model planning of ground liming is verified on the basis of data from a project of remediation measures for the model area Veľký Polom. There is a brief discussion about reclamation of acidic forest soils in Slovakia, about selection of machines for ground liming, and about the GIS potential to solve decision problems. The results of analyses showed that GIS are an appropriate tool for support of decisions in the area concerned which is not a typical one. It is possible to state in conclusion that ground liming in the model area Veľký Polom is a realistic measure on condition that all potential roads are adapted and used and the machine range of operation is 100 m, or on condition that the machines go along skidding lines in forest stands. Slope accessibility should be within 30% (skidder undercarriage).

forest soil liming; machines for ground liming; geographic information system

ABSTRAKT: Práca sa zaoberá zhodnotením použiteľnosti pozemných prostriedkov pre vápnenie lesných pôd. Na príklade údajov z projektu ozdravných opatrení pre modelové územie Veľký Polom sa preverujú možnosti GIS pre vzorové riešenie plánovania pozemného vápnenia. Stručne sa rozoberá problematika nápravných opatrení zakyslených pôd na Slovensku, výberu prostriedkov pre pozemné vápnenie a potenciál GIS pre riešenie rozhodovacích úloh. Výsledky vykonaných analýz ukázali, že GIS sú vhodným nástrojom pre podporu rozhodovania aj v komentovanej, netypickej oblasti. Po zhrnutí je možné konštatovať, že pozemné vápnenie v skúmanom modelovom území Veľký Polom je reálne za predpokladu adaptácie a využitia všetkých aj potenciálnych komunikácií a dosahu aplikačného zariadenia 100 m, prípadne za predpokladu pojazdu zariadení po približovacích linkách v porastoch. Svahová dostupnosť zariadenia by pritom mala byť do 30 % (podvozok na báze ŠLKT).

vápnenie lesných pôd; pozemné prostriedky; geografický informačný systém

ÚVOD

Otázka postupného zakysľovania lesných pôd na území Slovenska i celej Európy je každým rokom aktuálnejšia. Neustále depozície kyslých anorganických kyselín zapríčiňujú vymývanie bázičných kationov, čo v konečnom dôsledku zapríčiňuje degradáciu mnohých pôd. Z tohto dôvodu sa hľadajú spôsoby nápravných, resp. ozdravných opatrení na úpravu pôdnej reakcie. Touto problematikou sa zaoberali aj v našich podmienkach viacerí autori (Kodrík, 1995; Tužinský, 1995; Pavlenda, 1995, a iní). Ich návrhy nápravných opatrení v otázke zakysľo-

vania uvažujú iba s leteckou aplikáciou vápenatých hmôt na postihnuté územia.

V dôsledku nedostatku finančných prostriedkov a nedostatočnej presnosti leteckých aplikačných prostriedkov sa vo svete hľadajú ďalšie spôsoby aplikácie týchto hmôt, a to pozemnými prostriedkami. Hoci táto oblasť nie je nová, na Slovensku je dosiaľ nevyskúšaná, najmä v dôsledku neprístupnosti ohrozených lesných porastov. Nie sú tiež ešte presne vylišené podmienky pre prácu konkrétnych aplikačných prostriedkov.

Jednu z možností zhodnotenia použiteľnosti „pozemného vápnenia“ umožňuje aplikácia prostriedkov výpočto-

vej techniky, najmä geografických informačných systémov (GIS). GIS ako aplikácia informačnej technológie sa dajú využívať v rôznych oblastiach a pri riešení úloh rôzneho typu. Ich charakter môže pokrývať oblasť od jednoduchého evidovania a obhospodarovania údajov cez ich prezeranie, triedenie a dotazovanie až po zložité analýzy pre podporu rozhodnutí alebo modelovanie vývoja či simuláciu chovania systémov. Mnohí autori vidia ich význam a perspektívy práve pri riešení rozhodovacích problémov a pri modelovaní. Príspevok je príkladom takéhoto využitia GIS, aj keď ide o pomerne jednoduchý problém a obmedzený počet variantov riešení. Na druhej strane sa zameriava na aktuálnu problematiku a výsledky, resp. metodika riešenia sú potenciálne prakticky realizovateľné.

PROBLEMATIKA

K NÁPRÁVNÝM OPATRENIAM ZAKYSLENÝCH PÔD NA SLOVENSKU

Najškodlivejšou zložkou lesných imisíí na Slovensku je oxid siričitý. Podľa chemického zloženia rozlišujeme na Slovensku imisný typ kyslý (98,5 %), zásaditý (1,2 %) a čpavkový (0,3 %) (Grék et al., 1991; Zelená správa, 1997). V dôsledku poškodzovania lesných porastov imisiami sa v poslednom období spracováva asi 300–350 tisíc m³ dreva ročne (Zelená správa, 1997). Tento objem tvorí 10–15 % objemu náhodných ťažieb. Poškodzovanie lesných porastov imisiami je teda vážnym súčasným problémom lesného hospodárstva.

Pôsobenie imisíí na porasty sa prejavuje zhoršovaním ich fyziologického stavu, znížením odolnosti voči ďalším biotickým a abiotickým vplyvom. V konečnom dôsledku sa tiež z hospodárskeho a ekonomického hľadiska znižuje ich produkcia. Aj keď poškodzovanie porastov je vážne, oveľa väčší dosah a dlhodobéjšie pôsobenie má vplyv imisíí na lesné pôdy. Komplikovaná je problematika zdrojov a šírenia imisíí, vplyvu klimatických faktorov, geologického podložja, vlastností pôd. O celom komplexe sa intenzívne publikuje a tematika sa prudko rozvíja. S ohľadom na obmedzenosť priestoru nemôžeme však túto otázku hlbšie rozoberať.

Problematiku zisťovania aktuálneho rozsahu a vývoja poškodenia lesných porastov a pôd spolu s inými charakteristikami zdravotného stavu lesov komplexne rieši monitoring. Aj v tomto smere existujú bohaté zdroje informácií. Aktuálna súčasná situácia na Slovensku je napr. podrobne analyzovaná v práci Bucha et al. (1997).

Pri hodnotení poškodenia, resp. ohrozenia pôd treba hodnotiť nielen úroveň zaťaženia, ale aj schopnosť lesných pôd odolávať nepriaznivým účinkom kyslých imisíí. Pritom je potrebné zohľadňovať najmä minerálnu silu pôdotvorného substrátu a zásobenosť pôdy živinami, tlmivosť pôdy, jej zrnitosť, obsah pôdneho humusu a hodnotu pôdnej reakcie.

Zhrnutím týchto poznatkov ako i znalostí o priestorovom rozdelení imisného zaťaženia boli lesné pôdy Slovenska rozdelené do štyroch kategórií podľa ohrozenia kyslými imisiami:

1. výrazne ohrozené,
2. mierne ohrozené,
3. slabé ohrozené,
4. neohrozené.

Výrazne a mierne ohrozené sú pôdy budované kryštalikom, nevápnitým flyšom, neovulkanitmi a viatymi pieskami Záhoria. Taxatívnejšie vyjadrené, najcitlivejšími oblasťami Slovenska sú vyššie pohoria severného Slovenska v oblasti Oravy, Kysúc, Vysoké a Nízke Tatry, oblasť Spiša a flyšová zóna severovýchodného Slovenska.

Podľa Pavlendu (1995) je možné eliminovať poškodenie pôd komplexnou úpravou pôdneho prostredia hnojením (NPK, Mg, Ca, P) mikroelementami a ďalšími melioračnými a hnojivými materiálmi; melioračným vápnením pôd na primárne chudobných substrátoch ako i preventívnym vápnením.

V posledných rokoch boli na Lesníckom výskumnom ústave (LVÚ) vo Zvolene a na Ústave ekológie lesa Slovenskej akadémie vied (ÚEL SAV) spracované viaceré vykonávacie projekty ozdravných opatrení – napr. Paulenka et al. (1993) a Tužinský (1995) pre Nízke Tatry alebo Kodrík (1995) pre oblasť Kysúc a Oravy.

Ostatne menovaný projekt bol vypracovaný na príklade modelových území, ktoré dobre reprezentujú prírodné a hospodárske podmienky regiónu. Ide o územia Veľký Polom (LHC Čadca, 297 ha), Kysucké Nové Mesto (LHC Krásno, 220 ha), Borsučie (LHC Oravská Polhora, 577 ha) a Príslop (LHC Oravský Podzámok, 221 ha). Pre jednotlivé územia bol vypracovaný podrobný plán ozdravných opatrení, ktorý jednak zmierňuje následky negatívneho pôsobenia imisíí a sprievodných javov, jednak zvyšuje ekologickú stabilitu ekosystémov. V rámci ozdravných opatrení sa počíta aj s vápnením pôd a ich hnojením.

S ohľadom na dostupnosť podkladových údajov na jednej strane a obmedzenosť najmä pracovných kapacít na druhej strane sme si pre modelové riešenie analýzy možnosti použitia pozemných prostriedkov vybrali územie Veľkého Polomu.

SPÔSOBY APLIKÁCIE VÁPENATÝCH HMÔT A VÝBER PROSTRIEDKOV

Voľbu mechanizačného prostriedku na aplikáciu melioračných opatrení ovplyvňuje viacero činiteľov (Kern, 1997):

- rozsah (plocha) poškodených pôd, ovplyvňujúci výkonné parametre mechanizačného prostriedku a následne jeho veľkosť a hmotnosť,
- prístupnosť a dostupnosť pôd vyžadujúcich meliorácie, ovplyvňujúce výber prostriedkov na pozemné a vzdušné aplikácie,

- obdobie vykonania prác – vo vegetačnom období, mimo neho, pôsobiace na výber prostriedku a jeho letové alebo pojazdové vlastnosti,
- spôsob aplikácie a množstvo melioračných hmôt na pôdu – povrchove so zapracovaním do určitej hĺbky, celoplošne, miestne, vplyvajúce na veľkosť prepravníka a mechanizmus dávkovania, zapracovania do pôdy alebo voľného rozmetania,
- charakteristika melioračných hmôt (tekutiny, pevné látky – tvar, zrnitosť, hmotnosť, nasiakavosť),
- charakteristika pôd (pôdy pôvodne úrodné, neúrodné; poškodené nevhodným lesným porastom, imísiami, inou devastáciou; pôdy zakyslené vplyvom imísií; pôdy ovplyvnené ťažkými kovmi, nárastom obsahu dusíka a inak poškodené),
- finančné náklady (syntetický ukazovateľ výberu prostriedkov).

Navrhované melioračné opatrenia poškodených pôd sa nachádzajú hlavne v horských oblastiach, ako sú napr. Nízke Tatry a Stredný Spiš. Tieto oblasti sú pre pozemné prostriedky málo prístupné (veľký sklon terénu, nedostatočná sieť komunikácií). Aj porasty pre meliorácie na Orave a Kysuciach patria k horským oblastiam (terénny typ najmä 4. kategórie). Vcelku dobrá sieť komunikácií a variabilný sklon tu však umožňuje vyselektovať porasty, resp. ich komplexy, kde by bola možná aj pozemná aplikácia.

Existujú dve základné možnosti aplikácie vápenatých hmôt:

1. letecky – lietadlami rozmetadlom,
 - vrtuľníkmi rozmetadlom;
2. pozemne – so zapracovávaním do pôdy,
 - rozprašovaním,
 - plôškovým dávkovaním k jednotlivým stromom.

Vo vykonávacích projektoch Kodríka (1995) a Tužinského (1995) sa uvažuje iba s leteckou aplikáciou vápenatých hmôt, a to mletým vápnom so zrnitosťou menšou ako 1 mm a 70% podielom prachovej frakcie (0,002–0,063 mm), helikoptérou MI-8 so závesným rozmetadlom (dávky väčšie ako 2,5 t.ha⁻¹ sa predpokladá rozprašovať v trojročnom intervale).

Podľa Pavlendu (1995) plošná variabilita pri vápení lesných porastov lietadlami presahuje 100 %, čiže niektoré plochy nie sú vôbec povápené a niektoré dosťávajú dvojnásobok určenej dávky. Pri použití vrtuľníkov je táto variabilita o niečo nižšia. Tak isto Tužinský (1995) navrhuje pri vápení použiť helikoptéru MI-8 na zabezpečenie presnosti.

S ohľadom na obmedzenosť priestoru sa v rozbere nebudeme venovať tematike obdobia vykonania melioračných opatrení ako i problematike samotných melioračných hmôt. Tieto podrobne rozoberajú okrem citovaných autorov tiež Paulenka (1993) alebo Voško (1995). Pomerne komplikovaná je tiež otázka množstva aplikovaného materiálu, ktorá môže výrazne ovplyvňovať

výber vhodných prostriedkov. Toto množstvo závisí najmä od imisnej záťaže a povahy pôdy i zrnitosti materiálu. V citovaných projektoch nápravných opatrení sa pohybuje v rozpätí 0,5–4,5 t.ha⁻¹.

Finančné náklady na vápenie lesných pôd sú rôzne vysoké. Dosiaľ vykonané vzdušné aplikácie ukázali veľkú variabilitu v závislosti od množstva použitých vápenatých pôd na hektár a druhu prostriedku (vrtuľník, plošník). Je to do 8 000 Sk.ha⁻¹ pri 2,3–3,2 t.ha⁻¹ (plošník) po 33 766 Sk.ha⁻¹ pri 9,67 t.ha⁻¹ (vrtuľník).

Kučerová (1987) zistila, že náklady na vápenie podľa spôsobu sú v pomere:

- pozemné 1,
- plošník 3,1,
- vrtuľník 3,5.

Z toho vyplýva, že pozemné vápenie vo vhodných podmienkach by mohlo výrazne znížiť finančné náklady na vykonanie melioračných opatrení. Na vápenie rozľahlých a neprístupných oblastí je pritom vhodné použiť letecké prostriedky. Na menšie čiastkové územia sú vhodnejšie prostriedky pozemné. Aj u nich však treba pre konkrétne podmienky podrobnejšie rozobrať spôsob aplikácie – rozprašovanie, sypanie, dávkovanie so zapracovaním do pôdy miestne či v pásoch.

Hoci sa s pozemným mechanickým rozmetaním (rozprašovaním) v citovaných ozdravovacích projektoch neuvažuje, takéto zariadenia existujú a v terénne dostupných oblastiach sa v zahraničí používajú. Túto otázku pomerne podrobne rozoberá Kern (1997) alebo Koška (1998). Pre účely našej práce sa uspokojíme s prehľadom takýchto zariadení s uvedením ich základných parametrov v tab. I.

Z uvedeného prehľadu vyplýva, že na zahraničnom trhu existujú prostriedky na aplikáciu vápnitých zmesí, resp. na ich zapracovanie do lesných pôd. V Nemecku sa kladne hodnotil najmä rozprašovač HDV-1000, ktorý je nainštalovaný na univerzálnom kolesovom traktore (UKT). V našich podmienkach by našiel lepšie uplatnenie takýto prostriedok na báze špeciálneho lesného kolesového traktora (ŠLKT), ktorý by bolo možné použiť aj v exponovanejších podmienkach. Ide najmä o výrazný rozdiel v stúpanosti, ktorý je pri UKT maximálne 25 %, a spolu so zásobníkom sa nepočíta s jeho väčšou svahovou dostupnosťou ako 20 %. Pri špeciálnom lesnom kolesovom traktore je to 40 %, teda výrazne vyššia svahová dostupnosť. Táto modifikácia je však finančne podstatne náročnejšia.

VYUŽITEĽNOSŤ GIS NA PODPORU PRIESTOROVÉHO ROZHODOVANIA

Pojem geografický informačný systém sa často používa na označenie geograficky orientovanej počítačovej technológie, integrovaných systémov pre rôzne aplikácie alebo aj základného prostriedku novej (vedeckej a technickej) disciplíny – geoinformatiky, ktorá sa veľmi rýchlo vyvíja a rozširuje.

Názov zariadenia ¹	Spôsob aplikácie ²	Krajina pôvodu ³	Dosah ⁴ (m)	Bázový nosič ⁵
Hufgard HDV 1000	rozprašovanie ⁶	Nemecko	40	UKT
Hufgard HDV 2000	rozprašovanie ⁶	Nemecko	50–100	terénny automobil ⁹
Rozprašovač substrátov	rozprašovanie ⁶	Česko	20–100	terénny automobil ⁹
RMV 0.8	posyp alebo zapracovanie ⁷	Rusko	pás široký 1,4 m ¹¹	špeciálny podvozok ¹⁰
SK 50/VA 0.2	rozprašovanie ⁶ , posyp ⁸	Česko		UKT
GRIMM	posyp ⁸	Nemecko	pás široký 0,5 m	UKT

¹machine name, ²application method, ³country of origin, ⁴range of operation, ⁵implement carrier, ⁶pulverization, ⁷spreading or incorporation, ⁸spreading, ⁹off-road vehicle, ¹⁰special undercarriage, ¹¹band 1.4 m in width

Posledný vývoj tiež naznačuje, že práve nové informačné technológie – techniky GIS, operačného výskumu a teórie rozhodovania umožňujú efektívne získavať, ukladať, štrukturovať a v procese rozhodovania komplexne zohľadňovať rôznorodé informácie a vniesť tak do neho novú kvalitu a vyššiu objektívnosť. Ukazujú sa tiež veľmi efektívnymi aj pri riešení rôznych lesníckych otázok. Aj keď ťažisko využívania GIS v súčasnosti leží vo viac-menej izolovanom využívaní analytických nástrojov, prehľadávaní databázy, využívaní lokalizačnej časti informácií alebo v kombinácii vybraných komponentov z existujúcej databázy tak, aby sa získali nové, odvodené informácie, skutočná sila tohoto prostriedku tkvie predovšetkým v modelovaní a simulovaní priestorových fenoménov.

Niektorí autori zdôrazňujú aj v definíciách GIS dôležitosť ich fungovania ako podporných systémov pre rozhodovanie. V tomto vidia ich výnimočnosť v porovnaní s inými a predpoklad ich ďalšieho rozvoja smerom k odvodenému mapovaniu, modelovaniu, simulácii, riešeniu scenárov „čo ak?“, modelovaniu rozhodnutí a rizik týchto rozhodnutí.

V literatúre sa tiež komentujú trendy prechodu GIS na systémy pre podporu priestorového rozhodovania (anglicky spatial decision support systems, preto sa používa skratka SDSS). Považujú sa za integrované systémy obsahujúce GIS, expertný systém a banku metód podporujúcich riešenie určitých rozhodovacích a optimalizačných problémov podľa modelov a algoritmov. Tieto systémy by mali poskytovať informácie pre zobjektívnenie rozhodovacieho procesu na základe stanovenia rozhodovacieho problému užívateľom.

METODIKA

Pre uvedené záujmové územie neexistovali nijaké údaje v digitálnej forme. Vzhľadom na prepracovanosť základných máp na Slovensku ako i detailnosť lesníckeho tematického mapovania sme vybrali ako zdroje najmä druhotné kartografické podklady.

Ako podklad pre vytvorenie digitálneho modelu terénu územia sme použili základnú mapu SR v mierke 1 : 10 000. Tento zdroj sme využili kvôli stúpaniu vrstevníc po 5 m

(v lesníckych mapách je to len 20 alebo 25 m). Išlo o mapové listy 25-24-05, 25-24-10, 26-13-01 a 26-13-06.

Pre digitalizáciu lesníckeho detailu – rozdelenie územia na dielce, porasty a definovanie polohy ďalších objektov – sme použili základnú lesnícku mapu v mierke 1 : 5 000. Ako doplnkové sme použili ešte mapu pôdných pomerov v mierke 1 : 10 000 a prevádzkovo-technologickú mapu tiež v mierke 1 : 10 000.

Všetky mapy boli zoscanované na scaneri CONTEX FSS 5000 s použitím programu CADIMAGE Viewstation s rozlišovacou schopnosťou 400 dpi a uložené vo formáte RLC (Lesoprojekt Zvolen). Ako súradnicový systém sme zvolili S-JTSK. Všetky zoscanované mapy sme georeferencovali príkazom REGISTER Arc/Info s využitím polohy rohových bodov mapových listov (súradnice rohov sme odvodili modulom TP-83 program GEOSOFT-ZM). Príkazom RECTIFY sme prevzorkovali grafiku mapových listov do S-JTSK.

V prípade lesníckych máp sme nemohli použiť georeferencovanie na rohy mapových listov, lebo sme nemali k dispozícii ich originály, ale len fotokópie ich častí, zachycujúce záujmové územie. Zosúladenie so základnou mapou a georeferencovanie do S-JTSK sme vykonali na základe polohy 10 kontrolných bodov, ktoré sme dokázali identifikovať v základnej mape i v lesníckych mapách. Použili sme najmä výškové body, križovatky ciest, hraničné kopce a pod. Príkazom REGISTER sme týmto bodom priradili súradnice v S-JTSK, získané v základnej lesníckej mape, a potom sme príkazom RECTIFY vykonali prevzorkovanie. Stredné polohové chyby pri transformáciách sa pohybovali od ± 1,1 do 2,25 m, pričom najväčšie boli u prevádzkovo technologickú a pôdnej mapy.

Vektorizáciu sme vykonali v prostredí Arc/View, ktoré umožňuje vysoký užívateľský komfort a presnosť práce. Dôležitý je tiež bezproblémový import do prostredia Arc/Info, kde sa vykonali všetky analýzy. Výsledky digitalizácie sme ukládali ako shape (.shp) súbory. Takto sme vytvorili informačné vrstvy vrstevnice, hranice porastov, komunikácie, vodné toky, prieseky, hranice pôdných typov. Pri digitalizácii sme objektom nepriradili nijaké atribúty.

Príkazom SHAPEARC sme vykonali import údajov do formátu coverage Arc/Info a vytvorili vektorové sú-

bory, dielce, nelesné plochy, cesty 1L, cesty 2L, prieseky, chodníky, potoky, pôdy. Všetkým sme vybudovali topológiu typu line alebo polygón.

Pri tvorbe DTM sme vychádzali z TIN štruktúry, pričom výšky boli prevzaté z vrstevníc, a ako povinné spojnice sme prevzali línie vodných tokov z vrstvy potoky (príkaz CREATETIN). Z TIN štruktúry sme odvodili rastrový model terénu – latice s veľkosťou bunky rastra 10 m príkazom TINLATTICE.

Vektorové reprezentácie sme používali najmä pre presnú lokalizáciu, výpočty a vytváranie výstupov. V analýzach sme však pracovali s rastrovými – vo formáte Arc/Info GRID. Tieto sme vytvorili v uvedených vektorových coverage príkazom COVERAGEGRID. Išlo najmä o vrstvy dielce, cesty 1L, cesty 2L, ale aj ďalšie, ktoré v tejto práci nekomentujeme.

Pre jednotky plošného rozdelenia lesa – dielce, čiastkové plochy a porastové skupiny – sme na základe údajov LHP vytvorili databázu popisných informácií. Primárne boli údaje editované v prostredí Microsoft Excel a potom vo formáte .dbf importované do prostredia TABLES Arc/Info. Podobným spôsobom sme definovali aj atribútové vlastnosti pre objekty v líniových vrstvách.

V analýzach sme uvažovali s dvomi základnými spôsobmi pohybu prostriedkov pre vápnenie:

1. len po komunikáciách – po lesných cestách typu 1L a 2L, približovacích cestách,
2. po celej ploche porastov (resp. po približovacích linkách v smere spádnic).

Kľúčovým faktorom pri aplikácii vápenných hmôt pozemnými prostriedkami bez zapracovávaní materiálu do pôdy je dosah rozprašovacieho zariadenia. Z prehľadu spomínaného v kapitole Problematika vyplýva, že je možné uvažovať s dosahom 40 m (Hufgard HDU 1000), 50–100 m (Hufgard HCV 2000).

Pre prípad pohybu zariadení po komunikáciách sme sa v analýze sústredili na posúdenie ich zjazdnosti uvažovanými prostriedkami. Po konzultáciách s odborníkmi sme v prvej alternatíve uvažovali s vlastnosťami a dostupnosťou zariadení približne porovnateľnou s univerzálnym kolesovým traktorom, tj. asi 20 % pozdĺžneho sklonu. Komunikácie typu 1L sme do analýzy nezahrmuli – sú spevnené a ich návrhové parametre sú výrazne lepšie. Uvažovali sme s nimi priamo ako s plne využiteľnými. Vzhľadom na skutočnosť, že sieť ciest 1L a 2L v území je pomerne riedka, alternatívne sme zoberali do úvahy aj približovacie cesty, prieseky širšie ako 4 m a chodníky potenciálne upravitelne na približovanie, resp. svahové cesty.

Sklon úsekov ciest sme určili na základe porovnania priemetovej dĺžky úseku (položka dĺžka – length patrí k základným údajom o líniových objektoch v dátovej štruktúre Arc/Info) s jeho dĺžkou meranou po povrchu modelu terénu. Tú umožňuje zistiť príkaz SURFACELENGTH analýzou digitálneho modelu terénu. Skúmané objekty sme pritom rozdelili na úseky s približne rovnakým odhadovaným pozdĺžnym sklonom.

Pri analýze dosahu rozprašovacích zariadení sa jedná o analýzu vzdialeností od vybraných objektov – v našom prípade komunikácií vhodných pre pohyb prostriedkov. Vykonal sme ju s použitím príkazu EUCDISTANCE vo viacerých variantoch (existujúce komunikácie s vyhovujúcim pozdĺžnym sklonom, potenciálne využiteľné komunikácie, prieseky, chodníky s vhodným pozdĺžnym sklonom). Pri analýze sa pre všetky bunky územia vypočítala najkratšia priemetová vzdialenosť od najbližšej bunky východiskových objektov. Hodnoty vzdialeností sme potom reklasifikovali do tried podľa uvažovaného dosahu zariadení – do 40, 50 a 100 m.

Pokiaľ uvažujeme s potrebou zapracovania aplikovateľného materiálu do pôdy, resp. s aplikáciou posypom, musíme uvažovať s pohybom zariadení po celej ploche, resp. po približovacích linkách. Typicky môže ísť o pohyb po spádnici. Pre túto alternatívu sme vykonali analýzu sklonu terénu v území príkazom SLOPE. Hodnoty sklonu vypočítané pre všetky bunky rastra v území sme reklasifikovali do štyroch kategórií – sklon 0–20 %, 20–25 %, 25–30 % a nad 30 %. Kategórie sklonov od 20 do 30 % sme zoberali do úvahy ako zjazdné s ohľadom na možnosť použitia zariadení na báze ŠLKT.

S využitím služieb prostredia TABLES sme vykonali aj porovnanie výmer plôch v jednotlivých kategóriách sklonu s celkovou výmerou porastov tak, aby sme identifikovali porasty:

1. z väčšej časti nezjazdné (len 0–30 % výmery v príslušnej kategórii sklonu),
2. čiastočne zjazdné (31–70 % výmery v príslušnej kategórii sklonu),
3. z väčšej časti zjazdné (71–100 % výmery v príslušnej kategórii sklonu).

Pri práci sme využívali vybavenie laboratória GIS a DPZ Lesníckej fakulty Technickej univerzity vo Zvolene. Konkrétne išlo o pracovnú stanicu SUN Ultra 1 so 128 MB RAM, 6,4 GB HDD. Ako periférne zariadenia sme využívali plotter HP 750 a tlačiareň HP Laser Jet 5M s postscriptom.

Základným softwarovým prostredím použitým pri príprave a vstupe údajov bolo Arc/View, verzia 3a. Všetky analýzy sme vykonali v prostredí Arc/Info pre Unix, verzia 7.2.1., pričom sme ho využívali najmä prostredníctvom Map TOOLS.

VÝSLEDKY

Predstavu o základnej priestorovej situácii v území vo forme tradičného kartografického znázornenia umožňuje obr. 1, ktorý obsahuje vektorovú vrstvu vrstevníc a vrstvu hraníc porastov.

Kľúčovú úlohu v uvádzaných analýzach zohráva digitálny model terénu územia. Ako vyplýva z metodiky, spracovali sme ho v dvoch alternatívach – ako TIN štruktúru a ako rastrový model – v prostredí Arc/Info ako GRID. Vzhľadom na detailnosť vstupov (pozri metodiku)

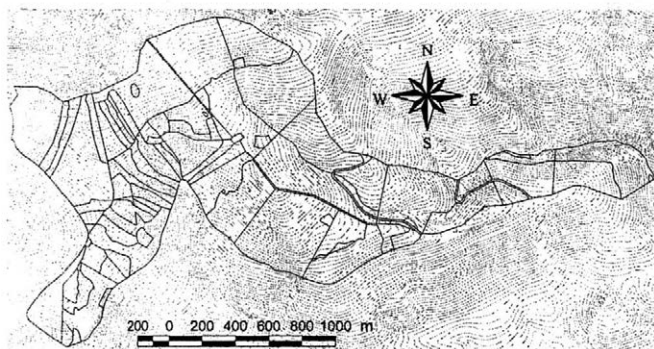
sme mohli pracovať aj s veľmi dobrou rozlišovacou schopnosťou, napr. 5–1 m. Kvôli prehľadnosti a s ohľadom na povahu problému však považujeme použitú veľkosť bunky 10×10 m za vyhovujúcu.

Model terénu poskytuje viaceré možnosti využitia. Tie, ktoré sú relevantné k diskutovanej problematike, stručne uvádzame v metodike a v ďalšom texte. Je tiež veľmi variabilne zobrazovateľný. Ďalšou cennou vlastnosťou výškového modelu terénu je možnosť odvodiť z neho ďalšie informácie – napr. sklon, orientáciu plôch k svetovým stranám, horizontálnu a vertikálnu krivosť terénnej plochy. Otázky sklonu rozoberáme podrob-

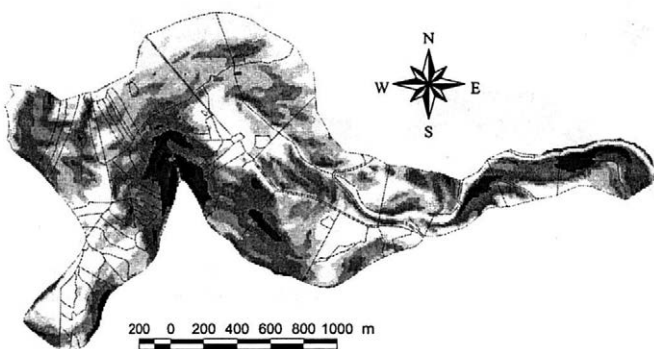
nejšie aj ďalej. Upozorňujeme na obr. 2, ktorý uvádza sklony pre celé územie v odstupňovaní po 10 %. Pritom celkovo je priemerný sklon v území 26 % s rozpätím hodnôt 0–74 %.

ANALÝZA MOŽNOSTÍ VÁPNEŇIA Z KOMUNIKÁCIÍ

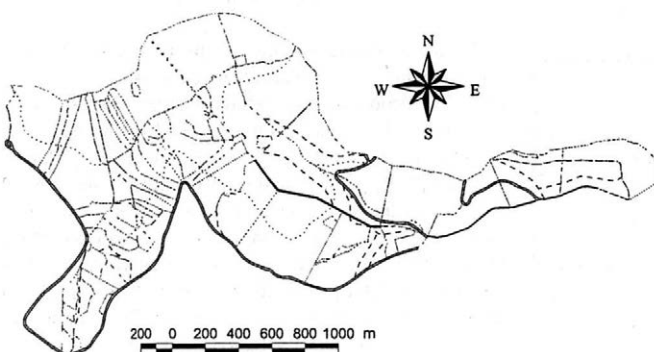
Na obr. 3 uvádzame výsledok analýzy sklonu úsekov existujúcich ciest 1L, 2L a približovacích ciest znázorením tých, ktorých pozdĺžny sklon neprekračuje 20 %.



1. Základná priestorová situácia – zdigitalizované vrstevnice a hranice porastov – Basic spatial situation – digitalized contour lines and stand boundaries



2. Sklonitosť územia – Terrain gradients

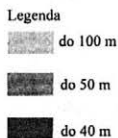
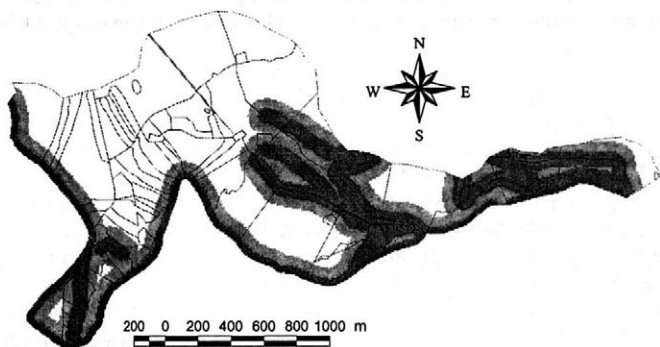


3. Mapa komunikácií so sklonom do 20 % – Map of roads with gradients up to 20%

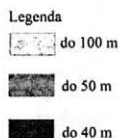
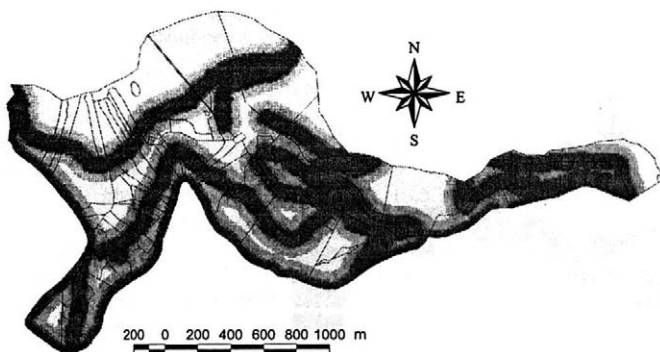
V prvom variante sme uvažovali len s existujúcimi, t.j. priamo využitelnými komunikáciami 1L, 2L, približovacími cestami a priesekmi širšími ako 4 m. Grafické znázornenie plôch vo vzdialenosti 40, 50 a 100 m od týchto komunikácií uvádzame na obr. 4.

Prostredia GIS sa vyznačujú veľkou pružnosťou a možnosťami simulovať rôzne scenáre. Ako príklad uvádzame výsledok predchádzajúcej analýzy po hypotetickej adaptácii existujúcich chodníkov na svahové cesty (obr. 5). Táto

možnosť je samozrejme len príkladom. Pre reálne potreby môže ísť o doplnenie o plánované cesty, zemné cesty atď. V daných podmienkach však táto možnosť nie je neuskutočniteľná s ohľadom na terén a stav chodníkov. Dôležité je uviesť, že po vykonaní analýzy sú priamo k dispozícii výmery plôch vymedzených jednotlivými vzdialenosťami (vo vnútri bufferov). Pre lepšiu názornosť uvádzame v tab. II porovnanie variantov uvedením podielu dosahovanej plochy na celkovej výmere záujmového územia.



4. Plocha územia zasiahnuteľného z existujúcich komunikácií – The area accessible from existing roads



5. Plocha územia zasiahnuteľného zo všetkých potenciálne využitelných komunikácií – The area accessible from all potentially usable roads

II. Podiel plochy dosiahnuteľnej pozemnými zariadeniami pri ich rôznom dosahu a využiteľnosti komunikácií – The proportion of the area accessible to machines for ground liming with different ranges of operation and road usability

Dosah zariadenia ¹ (m)	Podiel dosiahnuteľnej plochy z celkovej výmery územia ² (%)	
	z existujúcich komunikácií ³	z potenciálne využitelných komunikácií ⁴
40	27,1	40,9
50	32,2	49,9
100	48,3	74,4

¹range of operation, ²proportion of accessible area in the total plot size, ³proportion of the area accessible from existing roads, ⁴proportion of the area accessible from potentially usable roads

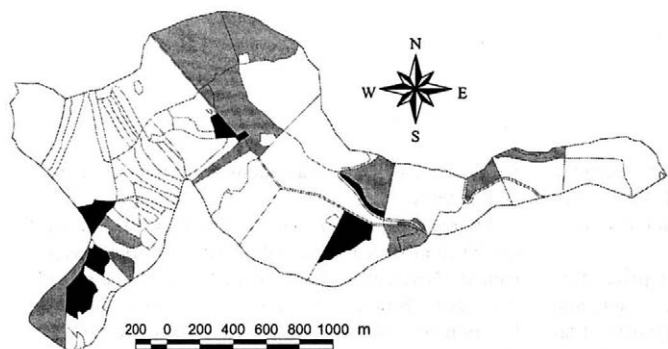
VÁPNEŇIE S POHYBOM PO PORASTE (PO LINKÁCH)

V metodike sme stručne uviedli, že svahová dostupnosť použiteľných mechanizačných prostriedkov je asi 20 %. Výsledok analýzy sklonu v celom území sme už spomínali v komentári k obr. 2. Po odfiltrovaní územia so sklonom väčším ako 20 % a roztriedení zostávajúcich porastov podľa schémy uvedenej v metodike na z väčšej časti nezjazdne, čiastočne zjazdne a z väčšej časti zjazdne zostala vo výbere aspoň čiastočne zjazdnych plôch len asi tretina územia (obr. 6). Ak alternatívne pripustíme možnosť použitia prostriedkov na báze ŠLKT, môže sa sklon zvýšiť na 25–30 % za predpokladu pohybu prostriedku po spádnicí. Výsledky analýz v grafickej po-

dobe uvádzame na obr. 7 a 8. Za predpokladu svahovej dostupnosti 30 % sa ako z väčšej časti nezjazdných identifikovalo už len niekoľko porastov.

Za najefektívnejšiu formu aplikácie vápenatých hmôt považujú odborníci ich zapracovanie do pôdy. Problémom je, že zariadenia pre tento účel sú určené zatiaľ najmä pre poľnohospodárske podmienky a ich svahová dostupnosť je malá (ako u univerzálneho kolesového traktora). Použitie v lese tiež závisí od veku, zápoja

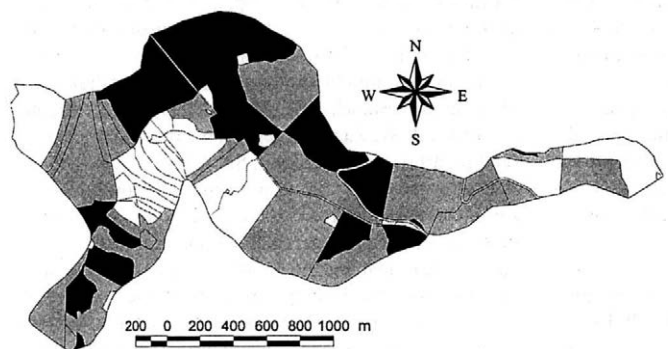
porastu ako i druhu dreveniny, výstavby porastu atď. Väčšinu informácií potrebných pre vykonanie selekcie vhodných porastov je možné nájsť v ich popise uvedenom v lesnom hospodárskom pláne. Len ako modelový príklad uvádzame obr. 9, kde sme na základe veku a zakmenenia vyseletovali (služby prostredia TABLES) z porastov zahrnutých na obr. 8 tie, ktoré pravdepodobne umožňujú prejazd aplikačného prostriedku po poraste.



Legenda

- plochy nezjazdné
- plochy čiastočne zjazdné
- plochy úplne zjazdné

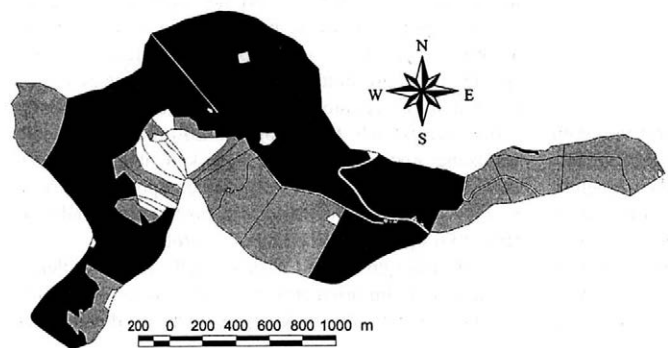
6. Plochy zjazdné pre prostriedky so svahovou dostupnosťou 20 % – Plots trafficable for machines with slope accessibility 20%



Legenda

- plochy nezjazdné
- plochy čiastočne zjazdné
- plochy úplne zjazdné

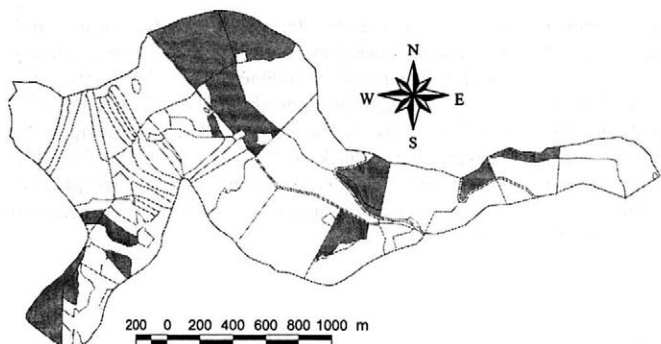
7. Plochy zjazdné pre prostriedky so svahovou dostupnosťou 25 % – Plots trafficable for machines with slope accessibility 25%



Legenda

- plochy nezjazdné
- plochy čiastočne zjazdné
- plochy úplne zjazdné

8. Plochy zjazdné pre prostriedky so svahovou dostupnosťou 30 % – Plots trafficable for machines with slope accessibility 30%



9. Porasty umožňujúce zapracovanie materiálu do pôdy – Forest stands in which lime incorporation into soil is feasible

Legenda
 ■ vhodujúce plochy

Pokiaľ prijmem predložené výsledky ako podklad k hypotetickému rozhodovaniu o možnosti využiť pozemné prostriedky pre vápnenie v skúmanom území, môžeme konštatovať nasledovné:

1. Sklonové pomery v území sú vcelku priaznivé, s menším sústredeným výskytom plôch so sklonom prevyšujúcim uvažované svahové dostupnosti zariadení. Podobne pozdĺžny sklon existujúcich a potenciálne využiteľných komunikácií vyhovuje.
2. Pokiaľ uvažujeme s aplikáciou vápnenia len z existujúcich komunikácií a dosahom zariadenia 40 m, je možné pokryť len asi 27 % výmery územia. Pri dosahu do 100 m z týchto komunikácií je to už 48 % a pri využití všetkých potenciálnych komunikácií a dosahu 100 m je to 74 % výmery územia.
3. Ak má byť materiál aplikovaný plošne pojazdom zariadenia po poraste (po linkách po spádnicí), pri jeho svahovej dostupnosti do 20 % je aspoň čiastočne zjazdná asi tretina územia, pri dostupnosti prostriedkov do 25 % asi dve tretiny územia a pri dostupnosti 30 % už takmer celé územie.

Po zhrnutí je možné konštatovať, že pozemné vápnenie v skúmanom modelovom území Veľký Polom je reálne za predpokladu adaptácie a využitia všetkých (aj potenciálnych) komunikácií a dosahu zariadenia 100 m, prípadne za predpokladujazdu zariadení po linkách v porastoch. Svahová dostupnosť zariadenia by pritom mala byť do 30 % (podvozok na báze ŠLKT).

DISKUSIA A ZÁVER

Riešenie problémov ozdravenia lesov pod vplyvom imisií má na Slovensku už dlhodobú tradíciu. V minulom desaťročí sa upravovala reakcia pôdy vápnením pomocou lietadiel. Po spoločenských a politických zmenách v roku 1989 sa s realizáciou prestalo, a to najmä preto, že nebol dostatok finančných prostriedkov na túto činnosť. Celkovo sa v rokoch 1995–1997 realizovali ozdravné opatrenia v oblastiach postihnutých imisiami

na ploche 3 822 ha s nákladom 48 miliónov Sk (Kern et al., 1999).

Vypracovalo sa tiež viacero projektov na získanie finančných prostriedkov zo zahraničných zdrojov (Svetová banka). Žiaľ, tieto aktivity skončili vo väčšine prípadov neúspešne. Situácia nie je priaznivá ani v súčasnosti. Určitú nádej dáva novoprijatý zákon NR SR č. 69/1998 Z.z. o Štátnom fonde životného prostredia, ktorý nadobudol účinnosť 1. 4. 1998, kde sa podarilo presadiť v § 4, odst. 1, písm. m, že prostriedky z fondu sa budú môcť využiť na revitalizáciu imisiami poškodených lesov. Na financovanie ozdravných opatrení v lesoch poškodených imisiami by sa mali využívať aj prostriedky, ktoré subjekty obhospodarujúce lesy dostanú od emitentov škodlivín ako úhradu škody. Štátne lesné podniky MP SR uplatnili v rokoch 1991–1997 náhrady škôd v objeme 273,684 mil. Sk. Za uvedené obdobie objem uhradených škôd predstavuje 106,110 mil. Sk.

Ozdravenie lesov SR je prioritnou úlohou nielen rezortu pôdohospodárstva či odvetvia LH, ale celého štátu. Preto aj pri súčasnej nepriaznivej ekonomickej situácii bude treba hľadať možnosti, ako uvedené úlohy finančne zabezpečiť. Vo svetle týchto informácií je práca veľmi aktuálna, lebo je orientovaná na potenciálne šetrenie nákladov v mimoriadne akútnej oblasti. Z pochopiteľných dôvodov sa dotýka len niektorých aspektov problematiky.

Aj keď o každej špecializovanej súčasti skúmanej problematiky sa bohato publikuje, v hlavnom predmete príspevku, ktorý leží na ich prieniku, nemáme bohužiaľ možnosť porovnať svoje prístupy a výsledky s inými autormi. Považujeme tiež za potrebné uviesť, že v príspevku nie sú prezentované všetky spracované podklady a ich analýzy (databáza popisov porastov, podklady o pôdných typoch, technologické informácie). Tak isto uvádzané prístupy sú príkladmi, aj keď najdôležitejších aspektov problematiky. Autori však predpokladajú, že sa na nich jasne dokumentovali možnosti a potenciál prostredia GIS pre riešenie podobných problémov.

Z hľadiska uplatnenia nástrojov GIS možno polemizovať s použitím priemetovej vzdialenosti pri analýzach dosahu zariadení. Pre exaktnejšie určenie reálnych mož-

ností by bolo potrebné zohľadňovať orientáciu plôch voči ceste, pôsobenie zariadenia po svahu a proti nemu ako i prepočet na šikmú vzdialenosť po povrchu terénu. Všetky tieto úpravy, ktoré by pri praktickej realizácii v členitom teréne bolo potrebné uplatniť, sú v prostredí Arc/Info možné. Využitelné sú pritom v určitom rozsahu štandardné nástroje (analýzy ocenených vzdialeností), resp. je možné chýbajúce postupy doprogramovať s použitím makro jazyka AML. Podobný prístup sme viackrát publikovali v prácach týkajúcich sa analýzy približovacích vzdialeností (naposledy napr. Pacola, Tuček, 1998).

Zjednodušené je tiež uvažovanie s priamym dosahom rozprašovacích či posypových zariadení bez zohľadnenia povahy porastu – jeho veku a zakmenenia, ktoré môže spôsobovať prekážky pri rozprašovaní materiálu. Vzhľadom na to, že databáza popisu porastov je k dispozícii, je podobné upresnenie tiež veľmi ľahko uskutočniteľné. Exaktné by však bolo potrebné vopred v praxi na vzorke overiť vplyv jednotlivých vlastností porastov na dosah zariadení.

Vykonané analýzy ukázali, že GIS sú vhodným nástrojom pre podporu rozhodovania aj v takých netypických oblastiach, ako je uplatnenie možnosti pozemného vápnenia lesných pôd. Ponúkajú sa tiež možnosti ďalších kombinácií podmienok a analýz dôkladnejšie využívajúcich databázy vlastností relevantných geografických objektov. Pri spresnení limitujúcich podmienok i vztáhov a pri riešení konkrétnych požiadaviek je možné analýzy zopakovať, upraviť a upresniť pre konkrétne prostriedky, varianty aplikácie a predpoklady.

V prípade, že potrebné informácie sú v digitálnej forme, umožňujú GIS pružne vykonať veľké množstvo analýz, kombinácií možností, simulovať či modelovať podmienky a vytvárať kvalitné výstupy, ktoré vizualizujú výsledky riešení.

Literatúra

- BUCHA, T. et al., 1997. Zdravotný stav lesov Slovenska (Správa z monitoringu 1997). Zvolen, Ministerstvo pôdohospodárstva: 57.
- GRÉK, J. et al., 1991. Zásady hospodárenia v lesoch Slovenska postihnutých imisiami. Bratislava, Príroda: 145.
- KERN, J., 1997. Mechanizačné prostriedky a postupy meliorácie pôdy poškodenej antropogénnymi vplyvmi. Zvolen, LVÚ: 12.
- KERN, J. et al., 1999. Analýza vývoja a súčasného stavu lesného hospodárstva Slovenskej republiky (1990–1998). Zvolen, LVÚ: 40.
- KODRÍK, M., 1995. Vykonávacie projekty ozdravných opatrení v regiónoch Kysúc a Oravy. [Záverečná správa.] Zvolen, ÚEL SAV: 140.
- KOŠKA, M., 1998. Analýza možností vápnenia pôd pozemnými prostriedkami. [Diplomová práca.] Zvolen, TU, LF: 53.
- KUČEROVÁ, F., 1987. Príprava pôdy k obnove imisného lesa. Zvolen, VÚLH: 8.
- PAVLEND, P., 1995. Prehľad poškodenia lesných pôd imisiami. [Záverečná správa.] Zvolen, LVÚ: 116.
- PAULENKA, J. et al., 1993. Projekt ozdravných opatrení v horských lesoch – Nízke Tatry. Zvolen, LVÚ: 270.
- PACOLA, E. – TUČEK, J., 1998. Kartografický model traktovej približovacej vzdialenosti a jeho aplikácia pre prostredie Arc/Info. In: Lesy a lesnícky výskum pre tretie tisícročie, Zbor. ref.. Zvolen, LVÚ: 121–128.
- TUŽINSKÝ, L., 1995. Vykonávacie projekty ozdravných opatrení v horských lesoch Nízkych Tatier. Zvolen, LVÚ: 102.
- VOŠKO, M., 1995. Vykonávací projekt ozdravných opatrení na základe rámcového projektu z roku 1994 pre stredný Spiš. Zvolen, LVÚ: 66.
- Správa o lesnom hospodárstve v Slovenskej republike, 1997 (Zelená správa). Bratislava, Ministerstvo pôdohospodárstva SR: 157.

Došlo 17. 5. 1999

GROUND LIMING OF FOREST SOILS – PLANNING BY GIS TOOLS FOR THE VEĽKÝ POLOM AREA

J. Tuček, M. Koška

Technical University, Faculty of Forestry, T. G. Masaryka 24, 960 53 Zvolen

The problem of gradual acidification of forest soils in the territory of Slovakia and of the whole Europe is more and more urgent every year. Continuous depositions of inorganic acids cause leaching of base cations, which results in degradation of many soils. Therefore new remediation methods are searched to adjust soil reaction. These problems were also studied by some authors in the conditions of Slovakia (Kodrík, 1995; Tužinský,

1995; Pavlenda, 1995). Their proposals of remediation measures to dispose of soil acidification rely only on aerial applications of limestone in the affected area.

One of the possibilities of evaluating ground liming usability is an application of computerization, particularly of geographic information systems (GIS).

Sulphur dioxide is the most harmful component of forest pollutants in Slovakia. In terms of chemical composi-

tion, pollutant types in Slovakia are the acidic (98.5%), alkaline (1.2%) and ammonia ones (0.3%) (Grék et al., 1991; Green Report, 1997). Ca. 300,000–350,000 m³ timber per year have been processed in recent time (Green Report, 1997). This quantity amounts to ca. 10–15% of the salvage cutting volume. Hence pollution damage to forest stands is a serious problem of forest management at present. Damage to forest soils is a still more serious and longer-time problem.

A project of remediation measures was developed for the area of north-west Slovakia (Orava and Kysúce) using an example of model areas appropriately representing the natural and economic conditions of the region. They involve the areas of Veľký Polom (Čadca management-plan area [MPA], 297 ha), Kysucké Nové Mesto (Krásno MPA, 220 ha), Borsučie (Oravská Polhora MPA, 577 ha) and Príslup (Oravský Podzámok MPA, 221 ha). A detailed plan of remediation measures was drawn up for the particular areas; it is to reduce the consequences of negative impacts of pollutants and accompanying factors on the one hand and to increase the ecological stability of the ecosystems on the other. Remediation measures also include soil liming and fertilizing. The Veľký Polom area was selected on the basis of this project to make up a model of the analysis of possibilities of using machines for ground liming by means of GIS.

An analysis of literary information shows that ground liming under suitable conditions could considerably decrease the cost of reclamation measures (up to three times). But it is advisable to use aerial liming on vast and hardly accessible areas. Ground liming is recommended for smaller areas. It is possible to specify the method of lime application for the given conditions – pulverizing, spreading, batching with local or band incorporation into soil, etc.

Although it is not envisaged to use machines for ground liming in the above mentioned projects, such equipment is available and used in accessible areas in foreign countries. This problem was discussed in greater detail by Kern (1997) and Koška (1998). Basic parameters of the machines are briefly shown in Table I.

All operations of data preparation, collection and conversion were run in the environment Arc View v. 3.0 a. The environment Arc Info pre Unix, v. 7.1.2., was used to create a digital model of the terrain, database and to make data analysis using the facilities of distance analysis and mapping algebra.

Fig. 1 gives an idea of the basic spatial situation in the terrain in form of traditional cartographic representation showing the vector layer of contour lines and the layer of stand boundaries.

A digital model of the terrain plays a key role in all analyses that are described below. It was developed primarily from digitalized contour lines as a TIN structure

that was converted to the lattice for analytical purposes. A possibility of deducing other information – e.g. the slope is a valuable characteristic of the altitudinal model. Fig. 2 show the slopes graded by 10% for the whole territory. In general, the average slope of the territory is 26.0% with a range of 0–74%.

High flexibility and simulations of different scenarios are typical of GIS. Our example shows the result of an analysis of terrain accessibility or attendance from existing roads (Fig. 4), and the situation after hypothetical adaptation of existing roads to slope roads – Fig. 5 while different reach of the used machines is supposed. Even though it is a model solution, it is important to note that after the analysis of Euclidean distances has been performed, the sizes of polygons defined by the distances from roads are available (inside the buffers). The variants are compared in Table II for a better review showing the proportion of the accessible polygon in the total size of the area concerned.

Slope accessibility is related to the machine undercarriage. Accessibilities 20% – field tractor undercarriage, 25 and 30% – skidder undercarriage were used in our analyses. After the terrain with slope above 20% was filtered off and the unit areas within the forest boundary lines – plots were classified into trafficable, partly trafficable and mostly non-trafficable ones, ca. 1/3 of the terrain only was selected as at least partly trafficable plots (Fig. 6). If an alternative of skidder use is admitted, the accessible slope can increase to 25–30% in case the machines go perpendicularly to the contour line (Figs. 7, 8). Only several stands can be identified as non-trafficable for slope accessibility 30%.

Lime incorporation into soils is considered by specialists as the most effective form of liming. But the machines for this type of operations are usable mainly in field conditions and their slope accessibility is low (like in general-purpose wheeled tractors). The use in the forest terrain is also influenced by stand age, canopy as well as by tree species, stand structure, etc. Most information necessary to select suitable stands can be found in descriptions in forest management plans or it can be deduced from them. A simple model example is given in Fig. 9 where on the basis of age and stocking those stands were selected from among the stands included in a sample in Fig. 8 in which the operation of machines for ground liming is not likely possible due to age and density.

It can be concluded that ground liming in the model area Veľký Polom is feasible on condition that all roads are used and potential roads are adapted while the machine range of operation is 100 m, or on condition the machines go along skidding lines in the stand. Slope accessibility should be maximally 30% (skidder undercarriage).

Kontaktná adresa:

Ing. Ján T u č e k, CSc., Technická univerzita, Lesnícka fakulta, T. G. Masaryka 24, 960 53 Zvolen, Slovenská republika

INSTRUCTIONS TO AUTHORS

The journal publishes original results of fundamental and applied research from all fields of forestry related to European forest ecosystems. An article submitted to Journal of Forest Science must contain original work and must not be under consideration for publishing elsewhere. Manuscripts should not exceed 25 double-spaced typed pages (A4 size) including tables, figures, references, abstract and summary. A PC diskette with the paper text and graphical documentation should be provided with the paper manuscript, indicating the used editor program. Papers should be clear, concise and written in Czech, Slovak or English. Each manuscript must contain two or three pages of English summary. Correct English is the responsibility of the author. Manuscripts should be typed on standard paper (A4 size, 60 characters per line, 30 lines per page). They must fully conform to the organization and style of the journal. Two copies of the manuscript should be sent to the executive editor: Mgr. Radka Chlebečková, Institute of Agricultural and Food Information, 120 56 Praha 2, Slezská 7, Czech Republic.

Text

Manuscript should be preceded by a title page comprising the title, the complete name(s) of the author(s), the name and address of the institution where the work was done, and the telephone and fax numbers of the corresponding author, or e-mail. Each paper must begin with an Abstract of no more than 90 words, and key words. The Introduction should be concise and define the scope of the work in relation to other work done in the same field. As a rule, it should not give an exhaustive review of literature. In the chapter Materials and Methods, the description of experimental procedures should be sufficient to allow replication of trials. Plants must be identified by taxonomic and common name. Abbreviations should be used if necessary. Full description of abbreviation should follow the first use of an abbreviation. The International System of Units (SI) and their abbreviations should be used. Results should be presented with clarity and precision. Discussion should interpret the results. It is possible to combine Results and Discussion in one section. Literature citation in the text should be by author(s), and year. If there are more than two authors, only the first one should be named in the text, followed by the phrase „et al.“ They should mainly consist of reviewed periodicals. References should include only publications quoted in the text. They should be listed in alphabetical order under the first author's name, citing all authors.

Tables

Tables should be numbered consecutively and have an explanatory title. Each table, with title, should be on a separate sheet of paper.

Figures

Figures should be referred solely to the material essential for documentation and for the understanding of the text. Duplicated documentation of data in figures and tables is not acceptable. All illustrative material must be of publishing quality. Figures cannot be redrawn by the publisher. Photographs should exhibit high contrast. All figures should be numbered consecutively with arabic figures. Both line drawings and photographs are referred to as figures. If several separate line drawings or photographs are to be incorporated in a single figure, they should be stuck on a white card with a minimum of space left between them. Each figure should contain a concise, descriptive legend.

The manuscript will not be accepted to be filed by the editorial office if its formal layout does not comply with the instructions for authors.

POKYNY PRO AUTORY

Časopis uveřejňuje původní vědecké práce ze všech oborů lesnictví, které mají vztah k evropským lesním ekosystémům. Autor práce je odpovědný za původnost příspěvku; práce nesmí být publikována nebo zaslána k publikování do jiného časopisu. Rozsah zasláního příspěvku nemá přesáhnout 25 stran (A4 formátu, psaných oběma směry) včetně tabulek, obrázků, literatury, abstraktu a souhrnu. K rukopisu je třeba přiložit disketu s textem práce a s grafickou dokumentací pořízenou na PC s uvedením použitého programu. K publikování jsou přijímány práce psané v češtině, slovenštině nebo angličtině. Zaslání rukopisů musí obsahovat anglický souhrn o rozsahu 3 strany. Autor odpovídá za správnost anglického textu. Rukopisy mají být napsány na papíře formátu A4 (60 úhozů na řádku, 30 řádků na stránce). Uspořádání článku musí odpovídat formě, ve které jsou články publikovány. Je třeba zaslat dvě kopie rukopisu na adresu vedoucí redaktorky: Mgr. Radka Chlebečková, Ústav zemědělských a potravinářských informací, 120 56 Praha 2, Slezská 7. O uveřejnění práce rozhoduje redakční rada časopisu se zřetelem k lektorským posudkům, vědeckému přínosu a celkové kvalitě práce a s přihlédnutím k významu článku pro lesní hospodářství.

Úprava textu

Rukopis má obsahovat titulní stranu, na které je uveden název článku, jméno autora (autorů), název a adresa instituce, kde práce byla vypracována, a číslo telefonu a faxu autora, popř. e-mail.

Každý článek by měl obsahovat český (slovenský) a anglický abstrakt, který nemá mít více než 90 slov, a klíčová slova. Úvod by měl být stručný, s uvedením zaměření a cíle práce ve vztahu k dosud provedeným pracím. Neměl by v něm být uváděn rozsáhlý přehled literatury. V kapitole Materiál a metody by měl být uveden popis použitých experimentálních metod tak, aby byl postačující pro zopakování pokusů. Měly by být uvedeny obecné i vědecké názvy rostlin. Je-li zapotřebí používat zkratky, je nutné při prvním použití zkratky uvést i její plný název. Je nezbytné nutně používat jednotky odpovídající soustavě měrových jednotek SI. V části Výsledky by měla být přesně a srozumitelně prezentována získaná data a údaje. V kapitole Diskuse se obvykle získané výsledky konfrontují s výsledky dříve publikovanými. Je přípustné spojit část Výsledky a Diskuse v jednu kapitolu. Citování literatury v textu se provádí uvedením jména autora a roku vydání publikace. Při větším počtu autorů se uvádí v textu pouze první z nich a za jeho jméno se doplňuje zkratka „et al.“.

V části Literatura se uvádějí pouze publikace citované v textu. Měla by sestávat hlavně z lektorovaných periodik. Citace se řadí abecedně podle jména prvního autora: příjmení, zkratka jména, rok vydání, plný název práce, úřední zkratka časopisu, ročník, první a poslední strana. U knihy je uvedeno i místo vydání a vydavatel.

Tabulky

Tabulky jsou číslovány průběžně a u každé je uveden i nápis. Každá tabulka je napsána na jednom listu.

Obrázky

Jsou přiloženy jen obrázky nezbytné pro dokumentaci výsledků a umožňující pochopení textu. Současné uvádění stejných výsledků v tabulkách a na grafech není přijatelné. Všechny obrázky musí být vysoce kvalitní, vhodné pro reprodukci. Nekvalitní obrázky nebudou překreslovány, budou autorovi vráceny. Fotografie musí být dostatečně kontrastní. Všechny obrázky je třeba číslovat průběžně arabskými číslicemi. Jak grafy, tak i fotografie jsou označovány jako obrázky. Jestliže má být několik fotografií publikováno jako jeden obrázek, je třeba je vhodně uspořádat a nalepit na bílou podložku. U každého obrázku je nutné uvést jeho stručný výstižný popis.

Rukopis nebude redakcí přijat k evidenci, nebude-li po formální stránce odpovídat pokynům pro autory.

CONTENTS

Yuancai L., Marques C. P., Bento J. M.: Elasticity analysis of forest growth and yield models: a case of eucalyptus plantations in Central-interior Portugal	497
Hladík M., Sedmák R.: Modelling mortality of individual trees and whole stands using the disaggregation theory	506
Petráš R., Nociar V., Mecko J.: Diameter and height increments of Scots pine trees damaged by crown defoliation	515
Tuček J., Koška M.: Ground liming of forest soils – planning by GIS tools for the Velký Polom area	526

OBSAH

Yuancai L., Marques C. P., Bento J. M.: Analýza elasticity porostního růstového a výnosového modelu: případ eukalyptových plantáží ve středním Portugalsku	497
Hladík M., Sedmák R.: Modelovanie mortality jednotlivých stromov a celých porastov s využitím disagačných princípov	506
Petráš R., Nociar V., Mecko J.: Hrúbkový a výškový prírastok stromov borovice sosny poškodených defoliáciou korún	515
Tuček J., Koška M.: Pozemné vápnenie lesných pôd – plánovanie pomocou GIS pre územie Velký Polom	526