

# Contribuții la îmbunătățirea modului de calcul al creșterii indicative în contextul schimbărilor climatice – studiu de caz, Ocolul Silvic Bașotă, jud. Botoșani

C. Ceornea, C. Mititelu, M. Drăgoi

Ceornea C., Mititelu C., Drăgoi, M. 2022. Contribution to a better way to calculate the indicative growth in the context of climate change – Case study, Basota private district, Botoșani county. Bucov. For. 22(1): 21-28.

**Abstract.** The Markov chains were deployed to 340 ha of forest with an annual indicative growth of 896 m<sup>3</sup>. As 2843 m<sup>3</sup> of salvage fellings were harvested over five years, we have tested the Markov chains to correct the indicative growth, assuming the next forest management plan will be based on an improved indicative growth, taking into account the amount of salvage fellings occurred in each age class. Having the distribution of salvage fellings by age classes, we have simulated the age-class structure over 240 years, taking into account only the initial transition probabilities of all age classes towards the first one. Since salvage fellings do not change only the normal age-class distribution, but the real area covered by trees, we came up with two simplified models for correcting the mean current growth used in the calculation of the indicative growth.

**Keywords:** Markov chains, normal forest, indicative growth.

**Authors.** Ciprian Ceornea - SC Passilva Proiect, Huși, Schit street, bloc H2, A, ap. 6, 735100, Vaslui, Romania; "Ștefan cel Mare" University of Suceava, Forestry Faculty, 13 Universității, 720229 Suceava, Romania; Cristian Mititelu (mititelu-cristian@yahoo.com) - Mihai Eminescu Forest District, Nicolae Iorga street, 34, 710200 Botoșani; "Ștefan cel Mare" University of Suceava, Forestry Faculty, 13 Universității, 720229 Suceava, Romania; Marian Drăgoi - "Ștefan cel Mare" University of Suceava, Forestry Faculty, 13 Universității, 720229 Suceava, Romania; **Manuscript** received July 18, 2022; revised July 26, 2022; accepted July 27, 2022; online first July 30, 2022.

## Introducere

Ultimele decenii au fost marcate de tot mai frecvente perturbații naturale, ce au afectat și afectează în continuare gestionarea pădurilor. Incertitudinea și riscul joacă un rol important în planificarea modului de gestionare a pădurilor, reducând predictibilitatea habitatelor

(Brunet și Isacsson 2009), a recoltelor de lemn, precum și a ofertei de servicii ecosistemice (Reyer et al. 2017, van der Plas et al. 2018, Zimová et al. 2020).

Principalele perturbații climatice care prezintă riscuri semnificative pentru pădurile din nord-estul Moldovei sunt fenomenele meteo extreme, ce produc doborâturi de vânt, uscări

în masă și, mai devreme sau mai târziu, ca efect secundar, atacuri de insecte.

Scopul cercetărilor constă în adaptarea modului de calcul al creșterii indicatoare la modelul stohastic al pădurii normale pentru arboretele cu cvercinee din nord-estul Moldovei, luând în considerare hazardele climatice. Într-o ordine cronologică a cercetărilor, ale căror rezultate sunt relevante pentru abordarea noastră, enumerăm:

i) modelul stohastic al pădurii regulate, elaborat de profesorul Ian Kouba, de la Universitatea din Praga, încă din anii șaptezeci (Kouba 1991, 2002);

ii) corectarea creșterii medii pe nivele de productivitate, pentru pădurile de molid, fag și brad, folosind probabilități Bayes (Dissescu 1990);

iii) dimensionarea fondului de rezervă pentru pădurile de codru regulat (Drăgoi 1999);

iv) calcularea cotei ne-neprecomptabile din volumul produselor accidentale I (PA), pentru pădurile de afectate de doborâturi de vânt, folosind un model bayesian în cascadă, combinat cu lanțuri Markov (Dragoi și Barnoaica 2018).

Elementul comun al abordărilor bazate pe lanțuri Markov este faptul că structura spre care pădurea tinde în mod natural este una „înclinată”, în sensul că suprafețele primelor clase de vârste sunt mai mari decât suprafața clasei normale de vârste. Dacă se consideră că probabilitatea de revenire în prima clasă de vârste este zero, pentru toate arboretele ce compun o pădure – adică nicio perturbație nu le va destructura până la vârsta exploatabilității –, modelul stohastic devine unul determinist, identic cu cel al pădurii normale, caracterizate printr-o repartiție cvasi-egală pe clase de vârste. Așadar, modelul determinist este un caz particular al celui stohastic.

Dacă pădurea se va adapta la schimbările climatice – cu sau fără ajutorul nostru –, metodele de amenajare vor trebui și ele modificate pentru a reduce „efectele” actualei bucle pozitive de feed-back, descrisă de următoarea succesiune de evenimente: precomptarea PA din posibilitatea de produse principale condu-

ce la supra-îmbătrânirea arboretelor exploatabile care, la rândul lor, vor fi recoltate tot ca produse accidentale. Astfel de bucle pozitive de feed-back sunt sesizabile deja în agricultură (Bajželj și Richards 2014), în renaturarea pădurilor ca reacție la despăduriri (Tisovec-Dufner et al. 2019, Luick et al. 2021) fenomen ce este la fel de emblematic și pentru silvicultura românească (Knapp 2017), dar din perspectiva politicii forestiere, perspectivă din care aceste bucle nu sunt ușor de sesizat, pentru că se manifestă foarte lent.

Scopul prezentei comunicări este acela de a adapta modul de calcul al creșterii indicatoare la modelul stohastic al pădurii normale, având în vedere riscul supra-estimării creșterii indicatoare, ca urmare a ponderii mai mari pe care o dețin arboretele din primele trei clase de vârstă.

Deși este descris pe larg în literatura de specialitate (Sallnäs 1990, Rammig et al. 2006, Chuang et al. 2011, Strigul et al. 2012, Díaz-Avalos, Juan și Serra-Saurina 2016), vom prezenta succint modelul lanțurilor Markov (LM). Conceptul în jurul căruia este structurat modelul este acela al matricei probabilităților de trecere dintr-o stare în alta a unui sistem, numărul stărilor fiind limitat. Potrivit notației specifice LM, matricea probabilităților ( $P$ ) de trecere are forma următoare:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & \dots & p_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1n} & \dots & p_{nn} \end{pmatrix} \quad (1)$$

în care  $p_{ij}$  este probabilitatea de trecere din starea  $i$  în starea  $j$ . Un LM este ergodic dacă sistemul considerat poate trece prin toate cele  $n$  stări, ceea ce înseamnă că, pe oricare dintre coloane, suma probabilităților este egală cu unu. De asemenea, oricare din probabilitățile  $p_{ij}$  depinde doar de starea anterioară.

Lanțurile Markov sunt descrise matematic de relația (2) în care  $V$  este un vector ce starea sistemului iar  $P$  este matricea probabilităților de trecere dintr-o stare în alta.

$$V^{(t+1)} = P \cdot V^t \quad (2)$$

Kouba, (1991) a arătat că, înmulțind repetat matricea  $P$  cu vectorul  $V$ , se ajunge la o structură stabilă a vectorului  $V$ .

## Material și metodă

### Locul cercetărilor

Modelul de calcul propus în acest studiu utilizează date din O.S. Bașotă, U.P. I Calimachi, situat în ținutul podișului Moldovei, subunitatea Câmpia Moldovei, localizată în zona depresionară Jijia-Bahlui, în județul Botoșani, România (Figura 1). Am ales acest ocol silvic din două motive: autorul principal are acces total la datele privind punerea în valoare a tuturor produselor lemnoase, 2) stresul fito-sanitar al pădurilor de stejari din zonă, ce pune în pericol însăși sustenabilitatea administrării acestora. Suprafața unității de producție este de 314,00 ha. Volumele, consistențele și creșterile curente, pentru arboretele din care s-au recoltat produse accidentale au fost preluate din amenajamentul elaborat în anul 2015, iar volumele recoltate ca PA în perioada 2015-2020 au fost departajate pe specii și clase de vârstă.

### Calculul probabilităților de trecere/revenire

În termeni amenajistici, probabilitatea ca un arboret să se afle într-o clasă de vârstă depinde doar de clasa de vârstă din care acesta provine. Aici apare o problemă de „sincronizare” a intervalelor de timp la care se repetă observațiile. Având date ce se referă doar la procesele de eliminare a arborilor în ultimii cinci ani, aceste probabilități trebuie extrapolate la o perioadă de 20 ani, cât durează o clasă de vârstă.

În cazul de față, deoarece datele factuale privind extragerea PA acoperă doar cinci ani, probabilitățile de calcul s-au multiplicat cu patru și am fost nevoiți să extrapolăm probabilitățile aferente celor cinci ani. Dacă avem 0,04 șanse de revenire în prima clasă de vârstă în următorii cinci ani, probabilitatea ca aceleași produse accidentale să apară în următorii



**Figura 1** Locul cercetărilor: O.S. Bașotă, U.P. I Calimachi (sursa: Google Earth)

*Research location: Basota Private Forest District, 1st production unit, Calimachi (source: Google Earth)*

20 ani va fi 0,16.

Dacă probabilitățile de revenire din orice altă clasă de vârstă în prima clasă de vârste sunt zero, atunci  $p_{i,i+1} = 1/n$ ,  $n$  fiind numărul claselor. Dacă probabilitățile de revenire în clasa I sunt pozitive, elementele vectorului  $Vt$ , când  $t$  tinde spre infinit (adică după un număr foarte mare de înmulțiri) nu vor mai fi egale, ci vor scădea de la  $i=1$  la  $i=n$ .

### Corectarea creșterii indicatoare

Conform normelor tehnice de amenajare a pădurilor, creșterea indicatoare se calculează cu ajutorul relației (3):

$$C_i = \sum_{i=1}^m S_i \cdot k_i \cdot c_i \quad (3)$$

unde:  $S_i$  este suprafața ocupată de specia  $i$ ,  $k_i$  este consistența medie a speciei  $i$ , iar  $c_i$  este media creșterilor curente corespunzătoare claselor de vârste considerate a fi egal reprezentate în viitoarea structură normală. Suprafața ocupată de specia  $i$  se consideră a fi egal distribuită pe clase de vârste.

Dacă structura pe clase de vârste, luată ca model de referință, este una dezechilibrată, datorită ponderii mai mari a arboretelor tinere în detrimentul celor mature, atunci  $c_i$ , media creșterilor curente pe clase de vârste va fi mai mare, ceea ce înseamnă că, în final, și creșterea indicatoare va fi mai mare, cu toate consecin-

țele ce derivă dintr-o asemenea situație: excedente mai mari de arborete „fals” exploatabile, deci posibilitatea mai mică, sau posibilitate mai mare, în situația atingerii unei structuri normale. Aceasta este prima ipoteză de la care am pornit raționamentul acestei abordări.

A doua ipoteză este aceea că uscările anormale conduc atât la reducerea fondului de producție, cât și a creșterii medii. Prin urmare, datele primare utilizate la calculul creșterii indicatoare trebuie și ele corectate, încorporând astfel și efectul uscării arborilor; dacă acest fenomen este evident unul de lungă durată.

Astfel, vom corecta suprafața aferentă fiecărei specii, dar și creșterea medie pe specie și u.a., în funcție de volumul extras ca produse accidentale. Concluzia ipotezei formulate anterior este următoarea: dacă volumul PA este zero, nu se modifică niciun parametru; dar, dacă sistematic apar produse accidentale, atât suprafețele, cât și creșterile pe specii vor fi diminuate.

Estimarea noii creșteri indicatoare ( $C'_i$ ), ținând cont de suprafața afectată de uscare pentru fiecare specie se face cu relația (4):

$$C'_i = \sum_{i=1}^m S'_i \cdot k_i \cdot c'_i \quad (4)$$

unde:  $S'_i$  este suprafața reală ocupată de specia  $i$  după extragerea exemplarelor recoltate ca produse accidentale,  $k_i$  este consistența medie a speciei  $i$ , iar  $c'_i$  este media creșterilor curente corespunzătoare claselor de vârste considerate, corectate cu volumul recolat prin PA.

Corectarea suprafeței aferente fiecărei specii se face, pentru fiecare unitate amenajistică, în funcție de raportul dintre volumul la hectar extras ca produse accidentale ( $Vrec_{ij}$ ) și volumul la hectar, estimat în descrierea parcelară ( $Vha_{ij}$ ), cu ajutorul relației (5):

$$Sa_{ij} = \frac{Vrec_{ij}}{Vha_{ij}} \quad (5)$$

Pentru toate elementele de arboret (speciile) din u.a.i, suprafața corectată va fi dată de relația (6):

unde:  $n$  este numărul de elemente de arboret

$$S_{ai} = \sum_{j=1}^n \frac{Vrec_{ij}}{Vha_{ij}} \quad (6)$$

(specii) din u.a.i.

Prin această formulă am transformat, pentru fiecare specie, metri cubi de arbori afectați și recoltați, în suprafață afectată de uscare.

Corectarea creșterilor curente ( $C_c$ ) pentru fiecare element de arboret (specie) s-a realizat cu ajutorul relației (7):

$$c'_i = c_i \frac{Vr - Vu}{Vr} \quad (7)$$

unde:  $C_i$  este creșterea medie pe element de arboret,  $Vr$  este volumul estimat din descrierea parcelară, iar  $Vu$  este volumul arborilor uscați și extrași.

O soluție alternativă, mult simplificată, este cea din relația (8):

$$C_i \text{ corectată} = \frac{S_{SUP A} - Sa}{S_{SUP A}} \cdot C_i \quad (8)$$

unde  $Sa$  este suprafața afectată de uscare prin extragerea PA, calculată cu relația (5),  $S_{SUP A}$  este suprafața încadrată în SUP A, pentru care a fost calculată creșterea indicatoare  $C_i$ . În situațiile în care nu apar produse accidentale, creșterea indicatoare nu va suferi nicio modificare. Dacă, în situații extreme, se usucă întregul fond de producție al SUP A, creșterea indicatoare va fi zero, deoarece numărătorul fracției din membrul drept al relației (7) va fi zero.

## Rezultate

Din datele privind punerea în valoare a PA, a rezultat că volumul afectat de uscare în cei cinci ani este de 2873 m<sup>3</sup>, ceea ce reprezintă 4 % din fondul de producție, ce se ridică la 69.860 m<sup>3</sup>.

Arborii au fost recoltați ca PA în perioada 2015-2020 și majoritatea exemplarelor uscate prezentau atacuri de *Agrilus biguttatus* (Fabricius, 1777) (Coleoptera: Buprestidae). Atacurile acestui dăunător sunt strâns corelate cu

**Tabel 1** Probabilitățile de revenire în prima clasă de vârstă pentru cvercineele din suprafața studiată  
*Probabilities to return into the first age class for the oaks in the study area*

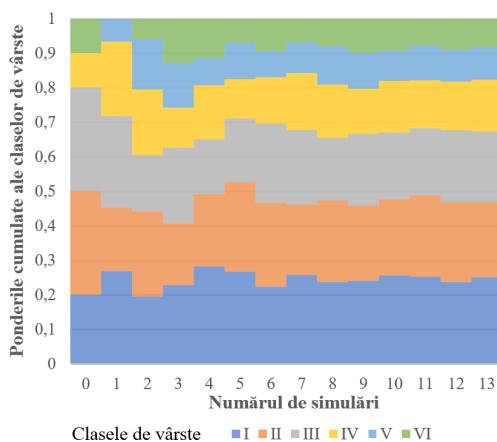
Clasa de vârstă	1	2	3	4	5	6
Probabilitate de revenire în prima clasă de vârstă (%)	8	12	12	4	10	100
Probabilitatea de trecere în următoarea clasă de vârstă (%)	92	88	88	96	90	0

anii secetoși, iar în ultimi ani acesta a dezvoltat gradații puternice (Sallé, Nageleisen și Lieutier, 2014, Reed et al., 2018).

Probabilitățile de trecere în următoarea clasă de vârste, respectiv de revenire în prima clasă de vârste sunt prezentate în tabelul 1. Probabilitatea de trecere este egală cu 1 – probabilitatea de revenire și s-a calculat prin înmulțirea cu patru a rapoartelor dintre suprafața de pe care s-au recoltat produse accidentale și suprafața fiecărei clase de vârste - motivul, a fost explicat în secțiunea anterioară.

Pentru a calcula produsele matriceale din relația (1) s-a folosit funcția *mmult ()*, implementată în toate foile electronice de calcul, comerciale sau din sursă deschisă.

În Figura 2 este reprezentat rezultatul înmulțirii de 13 ori (numărul simulărilor este reprezentat pe abscisă) a structurii inițiale pe clase

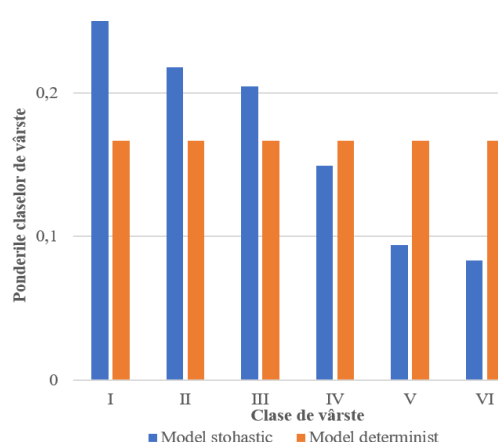


**Figura 2** Modificarea structurii pe clase de vârstă ca urmare a înmulțirii de 13 ori a acesteia cu matricea probabilităților de trecere  
*Age classes changed after 13 matrix products between return likelihoods and the previous age class structure*

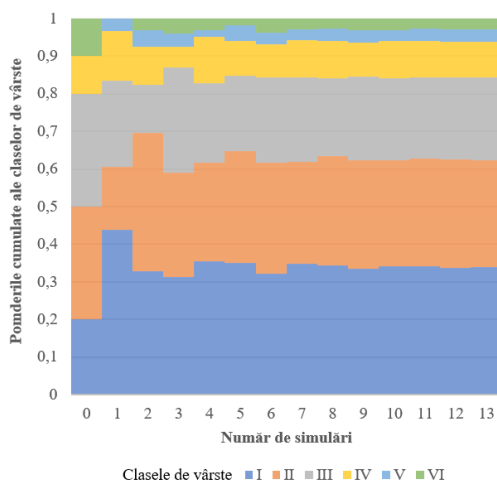
de vârste cu probabilitățile de trecere dintr-o clasă de vârstă în clasa următoare, iar în Figura 3 sunt reprezentate structurile pe clase de vârste la începutul aplicării lanțurilor Markov (structura inițială, preluată din amenajament), respectiv la finele perioadei pe care s-a făcut simularea. Se observă că a V-a clasă de vârstă (colorată în albastru) nu apare în situația inițială, iar între 20 și 40 ani dispare clasa a IV-a, ce reapare după 40 ani.

Creșterea indicatoare inițială, calculată conform actualelor norme tehnice, este  $896 \text{ m}^3 \cdot \text{an}^{-1}$  iar creșterea indicatoare calculată conform structurii determinată prin LM (relația 3) este de  $1030 \text{ m}^3 \cdot \text{an}^{-1}$ , ca urmare a ponderilor relativ mari, deținute de clasele de vârstă I, a II-a și a III-a.

Aplicând relația (8), se ajunge la o creștere indicatoare de  $909 \text{ m}^3$ , cu puțin mai mare decât



**Figura 3** Structura pădurii normale, dată de modelul determinist, respectiv stohastic  
*Deterministic normal age structure vs stochastic normal age structure*



**Figura 4** Simularea în ipoteza dublării probabilităților de revenire în prima clasă de vârstă  
*The outcome of simulation assuming double return likelihoods*

creșterea calculată cu ajutorul programului informatic de amenajare a pădurilor, menționată anterior.

## Discuții

Informațiile din Figura 2 dovedesc că lanțurile Markov modelează corect „rostogolirea” claselor de vârste și procesul de stabilizare a fondului de producție: clasele de vârste devin stabile peste 60 ani, adică trei înmulțiri ale probabilităților din Tabelul 1 cu structura inițială, descrisă în Figura 3 și coloana zero a Figurii 2. Dacă se dublează probabilitățile de revenire în prima clasă de vârste, se obțin distribuțiile din Figura 4, ce indică un dezechilibru și mai accentuat al respectivelor clase: primele trei clase de vârste vor reprezenta cca. 80% din fondul de producție, cărora le va corespunde o creștere indicatoare mai mare (vezi datele de mai sus). Evident, asemenea probabilități, dacă sunt calculate pentru o anumită specie sau pentru o anumită combinație specie-condiții de vegetație, indică un proces foarte activ de eliminare naturală. Probabilitățile din Tabelul 1 pot fi calculate în diverse modalități, folosind metode statistice deja publicate (Barbu 2004; 26

Drăgoi și Barnoiaica 2018).

De asemenea, pot fi schimbate, după un anumit număr de cicluri, probabilitățile de revenire în prima clasă de vârste, în funcție de prognozele climatice și modelele de simulare recent publicate (Coșofreț 2021). Pe de altă parte, fenomenele succesionale la scară mică pot fi mai ușor modelate ca lanțuri Markov, așa cum s-a demonstrat (Kouba, 2002) sau, la scară mult mai mare (Seidl et al. 2016, Halofsky et al. 2018).

Spre deosebire de varianta alternativă, bazată pe calculul valorilor și vectorilor proprii asociați matricii probabilităților de trecere (Drăgoi 1999), modul de calcul prezentat în această comunicare este mai stabil, întrucât nu există riscul apariției unor valori proprii imaginare, ce fac imposibilă găsirea unor soluții realmente fezabile.

Un alt aspect ce trebuie luat în considerație este scara geografică: la unități mici de producție, creșterile indicatoare vor fi, de asemenea, mici, iar modificarea creșterilor prea puțin sesizabilă.

## Concluzii

Este bine-știut și verificat faptul că recoltarea repetată a produselor accidentale perturbă procesul de normalizare a structurii pe clase de vârste a pădurii. Deși LM reprezintă un mijloc elegant de estimare a viitoare structurii spre care tinde o pădure în care recoltarea produselor accidentale a devenit un fapt curent, utilitatea practică a acestei metode nu este pe deplin înțeleasă în activitatea curentă de amenajarea pădurilor. Totuși, metoda e tot mai des folosită în realizarea de prognoze credibile privind structura și compoziția viitoarelor păduri, fie din perspectiva schimbărilor climatice, fie a proceselor succesionale. Managementul forestier adaptativ, despre care se vorbește tot mai mult în actualul context climatic, nu poate deveni operațional fără a încorpora în modelele decizionale probabilitățile apariției unor fenomene care împiedică procesul de normalizare pe clase de vârste a structurii fondului de producție.

## Mulțumiri

Această lucrare a fost susținută financiar în cadrul proiectului intitulat “DECIDE - Dezvoltare prin educație antreprenorială și cercetare inovativă doctorală și postdoctorală”, Cod proiect POCU/380/6/13/125031, proiect cofinanțat din Fondul Social European prin Programul Operațional Capital Uman 2014 – 2020.

## Bibliografie

- Barbu I., 2004. Metode de evaluare a riscului de apariție a vătămirilor de zăpadă în pădurile din România. *Bucovina Forestieră*, 12, 1-2.
- Bajželj B., Richards K. S., 2014. The Positive Feedback Loop between the Impacts of Climate Change și Agricultural Expansion și Relocation', *Land*. <https://doi.org/10.3390/land3030898>
- Brunet J., Isacson G., 2009. Restoration of beech forest for saproxylic beetles-effects of habitat fragmentation și substrate density on species diversity și distribution', *Biodiversity și Conservation*, 18(9), 2387. <https://doi.org/10.1007/s10531-009-9595-5>
- Tisovec-Dufner K.C., Teixeira L., Marin G.L., Coudel E., Morsello C., Pardini R., 2019. Intention of preserving forest remnants among landowners in the Atlantic Forest: The role of the ecological context via ecosystem services. *People Nat.* 2019; 1: 533- 547. <https://doi.org/10.1002/pan3.10051>
- Chuang C.W., Lin C.Y., Chien C.H., Chou W.C., 2011. Application of Markov-chain model for vegetation restoration assessment at landslide areas caused by a catastrophic earthquake in Central Taiwan. *Ecological Modelling*, 222(3), 835-845. <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2010.11.007>
- Coșofret C., 2021. Modelling forest ecosystems services under the influence of climate change și forest management, PhD Thesis, Ștefan cel Mare University, Suceava
- Díaz-Avalos C., Juan P., Serra-Saurina L., 2016. Modeling fire size of wildfires in Castellon (Spain), using spatio-temporal marked point processes, *Forest Ecology and Management*, 381, 360-369. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2016.09.013>
- Dissescu R., 1990. Abordarea Bayesiană a deciziilor amenajiste, *Revista Pădurilor*, 105(2), 62-65.
- Drăgoi M., 1999. Contribuții la dimensionarea fondului de rezervă, *Revista Pădurilor*, 104(2), 29-36.
- Dragoi M., Barnoaiea I., 2018. Accounting for windthrow risk in forest management planning: a Romanian tailor-made solution, *Forest Systems* 27(3). <https://doi.org/10.5424/fs/2018273-13333>
- Halofsky J. E., Andrews-Key S. A., Edwards J. E., Johnston M. H., Nelson H. W., Peterson D. L., Schmitt K. M., Swanston C. W., Williamson T. B., 2018. Adapting forest management to climate change: The state of science and applications in Canada and the United States. *Forest Ecology and Management*, 421, 84-97. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2018.02.037>
- Knapp H. D., 2017. Între sălbăticia pădurilor virgine, ruralul idilic și distrugerea pădurii: impresii personale dintr-o excursie în pădurile României, 16-23 mai 2016, *Bucovina Forestiera*, 17(1),47-51. <https://doi.org/10.4316/bf.2017.004>
- Kouba J., 1991. Derivation of the first and following age stages surface rates in stochastically defined normal Fforest, *Lesnictvi*, 37(10), 807-818.
- Kouba J., 2002. Das Leben des Waldes und seine Lebensunsicherheit. *Forstwissenschaftliches Centralblatt vereinigt mit Tharandter forstliches Jahrbuch*, 121(4), 211-228. <https://doi.org/10.1046/j.1439-0337.2002.02026.x>
- Luick R., Reif A., Schneider E., Grossmann M., Fodor, E., 2021. Virgin Forests At the Heart of Europe. doi: 10.6094/BLNN/Mitt/24.02.
- van der Plas F., Ratcliffe S., Ruiz-Benito P., Scherer-Lorenzen M., Verheyen K., Wirth C., Zavala M.A., Ampoorter E., Baeten L., Barbaro L., Bastias C.C., Bauhus J., Benavides R., Benneter A., Bonal D., Bouriaud O., Bruelheide H., Bussotti F., Carnol M., Castagneyrol,B., Charbonnier Y., Cornelissen J.H.C., Dahlgren J., Checko E., Coppi A., Dawud S.M., Deconchat M., De Smedt P., De Wandeler H., Domisch T., Finér L., Fotelli M., Gessler A., Granier A., Grossiord C., Guyot V., Haase J., Hättenschwiler S., Jactel H., Jaroszewicz B., Joly F.-X., Jucker T., Kambach S., Kaendler G., Kattge J., Koricheva J., Kunstler G., Lehtonen A., Liebergesell M., Manning P., Milligan H., Müller S., Muys B., Nguyen D., Nock C., Ohse B., Paquette A., Peñuelas J., Pollastrini M., Radoglou K., Raulund-Rasmussen K., Roger F., Seidl R., Selvi F., Stenlid J., Valladares F., van Keer J., Vesterdal L., Fischer M., Gamfeldt L., Allan, E., 2018). Continental mapping of forest ecosystem functions reveals a high but unrealised potential for forest multifunctionality. *Ecology Letters*, 21: 31-42. <https://doi.org/10.1111/ele.12868>
- Rammig A., Fahse L., Bugmann H., Bebi P. 2006. Forest regeneration after disturbance: A modelling study for the Swiss Alps. *Forest Ecology and Management*, 222, 123-136. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2005.10.042>
- Reed K., Denman S., Leather S.R., Forster, J., Inward, D.J.G., 2018. The lifecycle of *Agrilus biguttatus*: the role of temperature in its development and distribution, and implications for Acute Oak Decline. *Agr Forest Entomol*, 20: 334-346. <https://doi.org/10.1111/afe.12266>
- Reyer C. P., Bathgate S., Blennow K., Borges J. G., Bugmann H., Delzon S., Faias S. P., Garcia-Gonzalo J., Gardiner B., Gonzalez-Olabarria J. R. 2017. Are forest disturbances amplifying or canceling out climate change-induced productivity changes in European forests? *Environmental Research Letters*, 12(3). <https://doi.org/10.1088/1748-9326/aa5ef1>

- Sallé A., Nageleisen L.-M., Lieutier F., 2014. Bark and wood boring insects involved in oak declines in Europe: Current knowledge și future prospects in a context of climate change. *Forest Ecology and Management*, 328, 79-93. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2014.05.027>
- Sallnäs O., 1990. A matrix model of the Swedish forest, *Studia Forestalia Suecica*, 183, 1-23.
- Seidl R., Spies T. A., Peterson D. L., Stephens S. L., Hicke J. A., 2016. Searching for resilience: addressing the impacts of changing disturbance regimes on forest ecosystem services. *Journal of Applied Ecology*, 53(1), 120-129. <https://doi.org/10.1111/1365-2664.12511>
- Strigul N., Florescu I., Welden A. R., Michalczewski F. 2012. Modelling of forest stand dynamics using Markov chains. *Environmental Modelling & Software*, 31, 64-75. <https://doi.org/10.1016/j.envsoft.2011.12.004>
- Zimová S., Dobor L., Hlásny T., Rammer W., Seidl R. 2020. Reducing rotation age to address increasing disturbances in Central Europe: Potential and limitations. *For Ecol Manage.* 475:118408. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.118408>