

Modele de simulare a dinamicii temporale a doborăturilor produse de vânt în ecosistemele forestiere

Ing. Ionel POPA
Stațiunea Experimentală
de Cultura Moldului
Cămpulung Moldovenesc

Introducere

Catastrofele naturale și îndeosebi doborăturile produse de vânt de intensitate ridicată constituie un factor deregulator al bioproducției forestiere cu implicații majore în plan economic, prin efectele negative pe care le au asupra pieței lemnului și eologic, prin modificarea relațiilor intrisece ale ecosistemului forestier.

Pierderile economice provocate de aceste calamități sunt anual de ordinul a sute de mii de ECU la nivel european. De exemplu, numai în 1990 peste 110 milioane m^3 au fost afectați într-o singură noapte (D. Doll 1992). Aceste efecte negative sunt resimțite și la nivelul României, semnificative din acest punct de vedere fiind doborăturile masive din prima decadă a lunii noiembrie 1995, fiind calamitatea o suprafață de 141657 ha și un volum total de material lemnos de 7,9 milioane m^3 .

Modelarea și prognoza acestui fenomen a suscitat cercetarea științifică forestieră de mult timp, semnificative în această direcție fiind cercetările întreprinse de H.Peltola (1995, 1998), A.I. Fraser (1962), M.P. Cottus (1986), I. Barbu și R. Cenușă (1987), R. Dissescu (1962) etc.

Studiul doborăturilor produse de vânt a fost abordat din diferite puncte de vedere, elaborându-se diferite modele de stabilitate la acțiunea vântului pentru arbori și arborete (mecanice, statistice etc.), tehnici silviculturale diverse pentru reducerea probabilității și intensității doborăturilor etc.

Utilizarea metodelor de simulare în studiul doborăturilor produse de vânt permite obținerea unui material informațional mult mai bogat decât cel obținut prin investigații cronologice. Se pot simula, cu ajutorul calculatorului, zeci de mii de doborături și se pot calcula indici de frecvență și intensitate pe baza acestor date simulate. În multimea datelor simulate vor apărea doborături de intensitate și frecvență mai mică sau mai mare decât cele luate în calcul la realizarea modelului de simulare. Pe baza mulțimii de date simulate se pot trage concluzii mai bune privind perioada medie de revenire a unei doborături

de o anumită intensitate, variația caracteristicilor informaționale (entropie și energia informațională) ale seriilor de doborături, precum și corelația sau non-corelația dintre caracteristicile informaționale și cele fizice (intensitate). De asemenea, nu este exclusă posibilitatea ca aceste caracteristici informaționale să fie niște invariante ai seriilor de doborături sau să aibă o comportare specifică înaintea producerii unei doborături de o intensitate foarte mare.

În materialul de față se propun două modele stocastice de simulare:

- model de simulare a probabilității de apariție a n doborături într-o perioadă de timp;
- model de simulare a intervalului de timp dintre două doborături consecutive de o anumită intensitate.

Aceste modele au fost aplicate într-un caz concret, respectiv, la nivelul României.

Material și metodă

Realizarea unui model de simulare a doborăturilor produse de vânt implică, inițial, definirea modelului stocastic al acestui fenomen natural.

Utilizarea unui model determinist de forma $y = f(x)$ nu se recomandă datorită caracterului aleator al doborăturilor în timp, ceea ce conduce la faptul că, caracteristicile principale (numărul de doborături în unitate de timp, intervalul dintre două doborături succesive, intensitatea doborăturilor) pot fi considerate c variabile aleatoare. În acest scop, s-a adoptat un model stocastic de natură probabilistică.

Parametrii modelelor stocastice au fost estimati pentru doborăturile produse de vânt cu un volum calamitat mai mare de 100000 m^3 la nivelul României;

La nivelul României modelele de simulare au fost estimate pe baza datelor cronologice privind doborături produse de vânt cu un volum calamitat mai mare de 100000 m^3 produse în perioada 1880 - 1998. Frecvența de apariție a acestui fenomen, pe perioade de 10 ani și intervalul de timp dintre două doborături consecutive sunt prezentate în tabelele 1

și 2 (R. Ichim 1988, actualizat și completat).

Tabelul 1

Frecvența doborăturilor produse de vânt cu un volum mai mare decât 100000 m^3 la nivel național în perioada 1880 - 1998 (R.Ichim, 1988, actualizat și completat)

Nr. crt.	Perioada	Număr doborături	Nr. crt.	Perioada	Număr doborături
1	1880 - 1890	1	7	1941 - 1950	2
2	1891 - 1900	0	8	1951 - 1960	3
3	1901 - 1910	5	9	1961 - 1970	6
4	1911 - 1920	2	10	1971 - 1980	5
5	1921 - 1930	1	11	1981 - 1990	2
6	1931 - 1940	1	12	1991 - 1998	1

Tabelul 2

Intervalul de timp dintre două doborături produse de vânt consecutive cu un volum mai mare decât 100000 m^3 la nivel național în perioada 1880 - 1998 (R. Ichim, 1988, actualizat și completat)

Intervalul de timp (ani)	Frecvența	Intervalul de timp (ani)	Frecvența	Intervalul de timp (ani)	Frecvența
1	12	6	1	11	0
2	4	7	0	12	0
3	5	8	1	13	1
4	0	9	0	14	1
5	1	10	1	15	0

Modelarea stocastică a doborăturilor produse de vânt

Probabilitatea de apariție a doborăturilor produse de vânt poate fi modelată ca un proces stocastic general de "naștere".

Fie $X(t)$ numărul de doborături care au avut loc până la un moment dat t . Valoarea lui $X(t)$ va evoluă după legi probabilistice, astfel spus $X(t)$ este o variabilă aleatoare și $\{X(t), t \geq 0\}$ reprezintă un proces stocastic, unde parametrul t este timpul, fiind real și continuu, iar variabila $X(t)$ este discretă, luând un set de valori întregi și nenegative.

Obiectivul modelării este să se determine probabilitatea ca

$$P_n(t) = \Pr [X(t) = n], n = 0, 1, 2, 3, \dots$$

Modelul stocastic va fi dezvoltat în urma utilizării următoarelor postulare:

- dacă la momentul t au avut loc n doborături, atunci probabilitatea de creștere a numărului de doborături în intervalul de timp $(t, t+Dt)$ este presupusă a fi $l \cdot Dt + O(Dt)$, unde l este rata de creștere a sistemului;

- dacă la un moment dat t au loc n doborături, atunci probabilitatea de a avea două sau mai multe doborături este $O(Dt)$ unde

$$\lim_{Dt \rightarrow 0} \frac{O(Dt)}{Dt} = 0;$$

- se presupune că evenimentele din cadrul intervalului de timp sunt independente;

- procesul este considerat omogen în timp, adică probabilitatea producerii unui număr de doborături într-un interval mic de timp depinde doar de lungimea intervalului și nu de momentul în care are loc. Se presupune că forțele care guvernează procesul rămân constante și că probabilitatea de incrementare este aceeași pentru orice interval scurt de timp și independent de dezvoltarea trecută a procesului.

În continuare se va determina probabilitatea de a avea n doborături produse de vânt la momentul $t + Dt$. Se disting următoarele situații distincte:

- în intervalul $(0, t)$ au avut loc n doborături, iar în intervalul $(t, t+Dt)$ nici o doborătură.

Acest fapt are loc cu probabilitatea:

$$P_n(t) \cdot P_0(Dt) = P_n(t) \cdot [1 - (lDt + O(Dt))]$$

- în intervalul $(0, t)$ au avut loc $n-1$ doborături, iar în intervalul $(t, t+Dt)$ o doborătură.

Acest fapt are loc cu probabilitatea:

$$P_{n-1}(t) \cdot P_1(Dt) = P_{n-1}(t) \cdot [(lDt + O(Dt))]$$

.....

- în intervalul $(0, t)$ au avut loc $n-j$ doborături, iar în intervalul $(t, t+Dt)$ j doborături.

Acest fapt are loc cu probabilitatea:

$$P_{n-j}(t) \cdot P_j(Dt)$$

Deoarece cele 3 cazuri se exclud mutual, rezultă că:

$$\begin{aligned} P_n(t+Dt) &= P_n(t) \cdot P_0(Dt) + P_{n-1}(t) \cdot P_1(Dt) + \sum_{j=2}^n P_{n-j}(t) \cdot P_j(Dt) \\ &= P_n(t) - \lambda Dt \cdot P_n(t) + \lambda Dt \cdot P_{n-1}(t) + \sum_{j=1}^n P_{n-j}(t)O(Dt) - P_n(t)O(Dt) \end{aligned}$$

Dacă se efectuează diferența dintre $P_n(t+Dt)$ și $P_n(t)$ și se trece la limită pentru $Dt \rightarrow 0$ avem:

$$\lim_{Dt \rightarrow 0} \frac{P_n(t+Dt) - P_n(t)}{Dt} = \lim_{Dt \rightarrow 0} \left[-\lambda P_n(t) - \lambda P_{n-1}(t) + \frac{O(Dt)}{Dt} \sum_{j=1}^n P_{n-j}(t) - P_n(t) \frac{O(Dt)}{Dt} \right]$$

Dacă se utilizează definiția derivatei și se calculează limita se obține ecuația diferențială a procesului:

$$P'_n(t) = -\lambda P_n(t) + \lambda P_{n-1}(t)$$

unde

$$P'_n(t) = \frac{dP_n(t)}{dt}, \text{ pentru } n \geq 1$$

$$P'_0(t) = -\lambda P_0(t) \text{ pentru } n = 0$$

Această ecuație diferențială se poate rezolva prin metoda inducției astfel:

Pentru $n=0$:

$$P_0(t) = \frac{dP_0(t)}{dt} = -\lambda P_0(t) \Rightarrow \frac{dP_0(t)}{P_0(t)} = -\lambda dt \Rightarrow P_0(t) = e^{-\lambda t}$$

Pentru $n=1$:

$$P_1(t) = -\lambda P_0(t) + \lambda P_0(t) \Rightarrow \frac{dP_1(t)}{dt} + \lambda P_1(t) = \lambda e^{-\lambda t} \Rightarrow P_1(t) = \lambda t e^{-\lambda t}$$

fiind o ecuație diferențială de ordinul întâi, cu coeficienți variabili.

Pentru $n=2$:

$$P_2(t) = -\lambda P_1(t) + \lambda P_1(t) \Rightarrow \frac{dP_2(t)}{dt} + \lambda^2 P_2(t) = \lambda^2 t e^{-\lambda t} \Rightarrow P_2(t) = \frac{(\lambda t)^2}{2} e^{-\lambda t}$$

Prin inducție se demonstrează că:

$$P_n(t) = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t}$$

De aici tragem concluzia că variabila aleatoare $X(t)$ urmează o lege Poisson de parametru λt , cu media:

$$E(X) = \sum_{n=0}^{\infty} n P_n(t) = \sum_{n=0}^{\infty} n \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} = \lambda t$$

Rezultă că numărul mediu de doborâturi în intervalul de timp $(0, t)$ este $E(X) = \lambda t$.

Se cunoaște că dacă numărul mediu de evenimente dintr-un interval de timp dat urmează o lege Poisson, atunci repartitia intervalelor de timp dintre două evenimente consecutive este o repartitie exponentială, cu parametrul 1 și reciproc (I. Săcuiu, D. Zorilescu, 1978).

În concluzie, modelul stocastic al doborâturilor produse de vânt este de forma:

- probabilitate ca în intervalul $(0, t)$ să avem n doborâturi este dată de modelul statistic:

$$P_n(t) = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t}, n \geq 0$$

- intervalul de timp dintre două doborâturi produse de vânt consecutive urmează următorul model statistic:

$$L(x) = \lambda e^{-\lambda x}, x > 0$$

Testarea valabilității modelelor stocastice elaborate s-a realizat prin intermediul testului statistic de conformitate Kolmogorov - Smirnov.

Dacă ipoteza nulă este adeverată, atunci $F(x)$ (repartitia teoretică) și $S(x)$ (distribuția experimentală) sunt similare. Dacă ipoteza nulă este falsă, atunci există largi diferențe între $F(x)$ și $S(x)$ pentru majoritatea valorilor lui x . Se definește testul statis-

tic Kolmogorov - Smirnov (G. Keller, 1987) D ca fiind diferența maximă între $F(x)$ și $S(x)$.

$$D = \max |F(x) - S(x)|$$

Valoarea experimentală a statisticii D se compară cu o valoare teoretică care se preia din tabele statistice funcție de n (mărimea sondajului) și α (nivelul de semnificație).

Simularea doborâturilor produse de vânt

În simularea oricărui fenomen intervin variabile de intrare/ieșire ce urmează un anumit model matematic. Estimarea parametrilor modelului se face pe baza unei selecții statistice, în cazul de față valori ale doborâturilor înregistrate într-o perioadă de timp.

Pentru simulare se utilizează modele stocastice elaborate, cu parametrii estimati în baza datelor privind cronologia doborâturilor produse de vânt la nivel european și la nivelul României, generând doborâturi și evenimente aleatoare prin metoda de simulare Monte Carlo.

Orice generare de variabile aleatoare are la bază un generator de numere aleatoare uniform distribuite pe un interval dat, frecvent $[0,1]$.

Simularea unui proces ce urmează legea Poisson, cu funcție de frecvență:

$$f(x) = \frac{(\alpha)^x}{x!} e^{-\alpha}, x \geq 0$$

se face pornind de la relația de recurență dintre frecvențele relative (G. Dodescu, 1986):

$$f(x+1) = f(x) \frac{\alpha}{x+1}, x = 0, 1, 2, \dots,$$

cu $f(0) = e^{-\alpha}$

Probabilitățile relative cumulate $F(x)$ se pot determina și ele recurrent cu:

$$F(x) = F(x-1) + f(x)$$

cu $F(0) = f(0) = e^{-\alpha}$ sau

$$F(x) = \sum_{j=0}^x f(j) = \sum_{j=0}^x \frac{\alpha^j}{j!} e^{-\alpha} = e^{-\alpha} \sum_{j=0}^x \frac{\alpha^j}{j!}$$

Dacă U este un număr aleator uniform repartizat în $[0,1]$, atunci:

$$e^{-\alpha} \sum_{j=0}^{x-1} \frac{\alpha^j}{j!} \leq U \leq e^{-\alpha} \sum_{j=0}^x \frac{\alpha^j}{j!}$$

Notând $v_j = \frac{\alpha^j}{j!}$, rezultă $v_{j+1} = v_j \frac{\alpha}{j}$, iar relația devine:

$$e^{-\alpha} \sum_{j=0}^{x-1} v_j \leq U \leq e^{-\alpha} \sum_{j=0}^x v_j$$

Algoritmul de simulare a unui proces Poisson

este:

1. Se inițializează $v_1=1$, $j=1$ și se introduce parametrul modelului α
2. Se calculează $A=e^{-\alpha}$, $v_2=v_1$
3. Se generează un număr aleator U , uniform repartizat în $[0,1]$
4. Dacă $A \cdot v_2 = U$ se trece la pasul 6
5. Mărește pe j cu 1 ($j=j+1$), se calculează $v_2=v_2 \cdot A/j$ și se trece la pasul 4
6. Atribuie $x = j$.

Simularea unui proces exponentiaș ce urmează o repartiție $f(x)=\beta e^{-\beta x}$, $x > 0$ se poate face prin metoda inversării funcției de repartiție.

Funcția de repartiție exponentială este dată de relația:

$$F(x)=1-e^{-\beta x}$$

Din $y_n=F(x_n)$ rezultă:

$$1-e^{-\beta x_n}=y_n \Rightarrow 1-y_n=e^{-\beta x_n}/\ln \Rightarrow \ln(1-y_n)=-\beta x_n \Rightarrow x_n=-\frac{1}{\beta} \ln(1-y_n)$$

Dacă y_n sunt numere aleatoare uniform distribuite pe $[0,1]$ rezultă că x_n urmează modelul exponentiaș.

Algoritmul de simulare a unui proces exponentiaș este:

1. Se introduce parametrul modelul β
2. Se generează un număr aleator U , uniform repartizat pe $[0,1]$
3. Se calculează $x=-\ln(U)/\beta$

Fenomenele aleatoare sunt caracterizate prin faptul că nu avem siguranță deplină în privința producerii lor. Întotdeauna există un grad de nedeterminare, care nu este același pentru toate evenimentele aleatoare. Acest grad de nedeterminare este independent de natura fenomenului aleator considerat. El se calculează funcție de probabilități. În literatura de specialitate se propun diferenții indicatori de măsurare a gradului de nedeterminare a variabilei X sau, cu alte cuvinte, pentru măsurarea cantității de informație pe care o conțin probabilitățile p_i .

În materialul de față s-au analizat două caracte-

ristici informative:

- entropia sistemului dată de relația:

$$H(p)=-\sum_{i=1}^n p_i \log(p_i)$$

- energia informatională (O. Onicescu, 1979) dată de relația:

$$E(p)=\sum_{i=1}^n p_i^2$$

Analiza variației acestor indicatori informationali pentru diferite variante de simulare permite obținerea unor informații privind comportamentul sistemului.

Rezultate și concluzii

Exemplu numeric de simulare a doborâturilor produse de vânt la nivelul României

Pe baza datelor cronologice înregistrate la nivelul României (tabelul 1) s-a procedat la estimarea parametrilor modelelor stocastice, respectiv a modelului stocastic Poisson privind numărul de doborâturi într-o perioadă dată, în situația de față de 10 ani, și a modelului stocastic exponentiaș al repartiției intervalului dintre două doborâturi consecutive.

Model stocastic Poisson

Numărul mediu de doborâturi ce au survenit într-o perioadă de 10 ani este de 2,4167 doborâturi/10 ani, respectiv în medie 1 doborâtură la 4,1 ani. Conform modelului adoptat, parametrul 1 este egal cu 0,24167, perioada t fiind de 10 ani.

Modelul Poisson este de forma:

$$P_n(t)=\frac{(2,417)^n}{n!} e^{-2,417}, n \geq 0$$

Valabilitatea modelului a fost verificată cu testul de concordanță Kolmogorov - Smirnov, statistică $D_{exp}=0,152$. Pentru un nivel de semnificație $a=0,05$ și un număr de 6 evenimente $D_t=0,519$. Deoarece $D_{exp} < D_t$, avem asigurarea statistică de a afirma că între modelul stocastic propus și repartiția experimentală nu există diferențe semnificative.

Simularea fenomenului pe baza modelului Poisson estimat s-a realizat conform algoritmului de generare a variabilelor aleatoare cu repartiție Poisson prezentat anterior, mărimea simulării fiind de 2500 intervale de 10 ani..

Probabilitățile relative și cumulate rezultate prin modelare, respectiv simulare, sunt redate în tabelul 3 și figura 1.

Din analiza graficului 1 se poate observa o bună concordanță între modelul Poisson și modelul de simulare.

În cazul modelului empiric, indicatorii informationali au valorile de 0,222 energie informatională, respectiv de 0,709 entropia. În cazul modelului stocastic Poisson energia informatională este de 0,187, iar entropia de 0,759.

În vederea studierii variației indicatorilor informationali s-a procedat la simularea unui număr

Tabelul 3
Modelul stocastic Poisson și modelul de simulare

Nr. dobro- rături	Model experimental		Model stocastic		Model simulare		Test D $ F(x)-S(x) $	
	Poisson							
	Frecvențe relative	Frecvențe cumulate	Frecvențe relative	Frecvențe cumulate	Frecvențe relative	Frecvențe cumulate		
0	0,0833	0,0833	0,0892	0,0892	0,0900	0,0900	0,0059	
1	0,3333	0,4167	0,2156	0,3048	0,2169	0,3069	0,1118	
2	0,2500	0,6667	0,2605	0,5654	0,2517	0,5586	0,1013	
3	0,0833	0,7500	0,2099	0,7752	0,2125	0,7711	0,0252	
4	0,0000	0,7500	0,1268	0,9020	0,1269	0,8980	0,1520	
5	0,1667	0,9167	0,0613	0,9633	0,0572	0,9552	0,0466	
6	0,0833	10,000	0,0247	0,9880	0,0304	0,9856	0,0120	
7	0,0000	1,000	0,0000	0,9880	0,0100	0,9956	0,0120	
8	0,0000	1,000	0,0000	0,9880	0,0032	0,9988	0,0120	
9	0,0000	1,000	0,0000	0,9880	0,0008	0,9996	0,0120	
10	0,0000	1,000	0,0000	0,9880	0,0000	0,9996	0,0120	
11	0,0000	1,000	0,0000	0,9880	0,0004	10,000	0,0120	

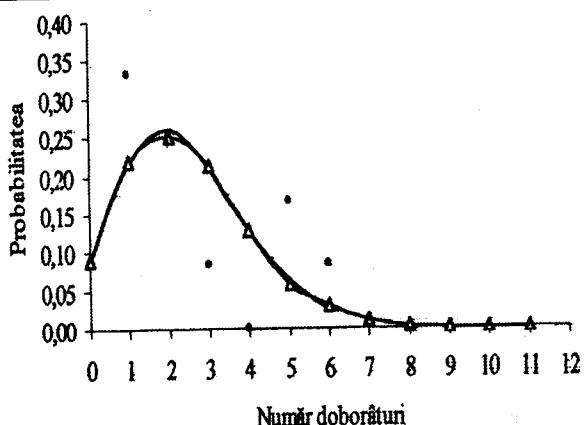


Fig. 1 Modelul Poisson și modelul de simulare al doborăturilor produse de vânt la nivelul României

foarte mare de evenimente după următorul algoritm:

- 3 repetiții a câte 100 simulări cu un număr de 2500 evenimente;
- 3 repetiții a câte 100 simulări cu un număr variabil de evenimente (100, 200, 300, ..., 10000);

Pentru fiecare simulare s-au calculat entropia și energia informațională, în fiecare dintre cele 6 repetiții.

Variată indicatorilor informaționali, în prima situație, respectiv cu număr constant de evenimente este redată în figurile 2 și 3.

Analiza grafică a dinamicii acestor caracteristici permite tragerea următoarelor concluzii:

- atât în cazul energiei informaționale cât și a entropiei nu există o lege de variație constantă, ele variind aleatoriu;
- amplitudinea de variație în cazul energie informaționale (0,178 - 0,195) este mai mică decât în cazul entropiei (0,772 - 0,803);

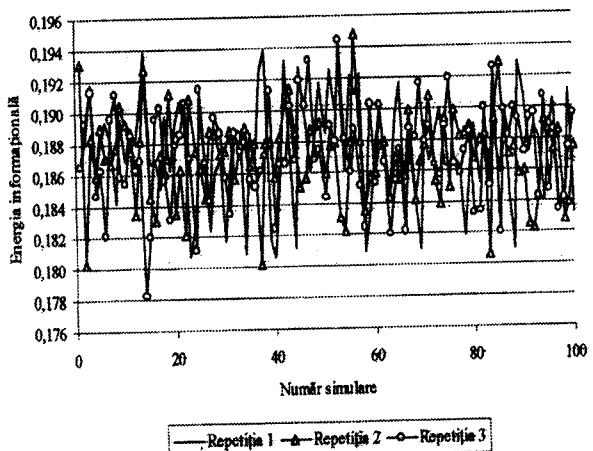


Fig. 2 Variația energiei informaționale în cazul simulării cu număr constant de evenimente

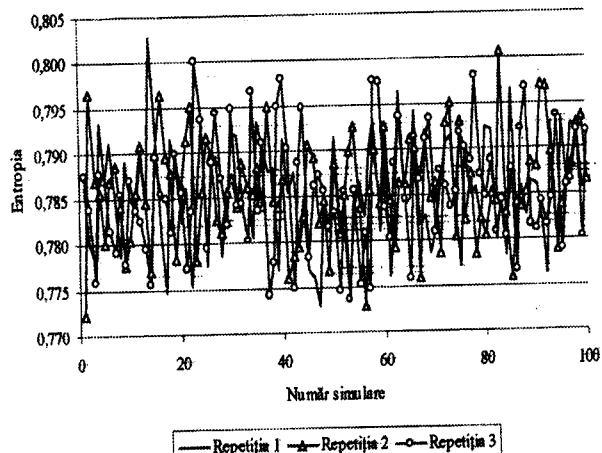


Fig. 3 Variația entropiei în cazul simulării cu număr constant de evenimente

- se constată existența unor variații bruște ale caracteristicilor informaționale, independente de numărul simulării, relativ accentuate.

O situație diferită se constată în cazul al doilea când s-a variat mărimea simulării, respectiv numărul de evenimente (Figurile 4 și 5).

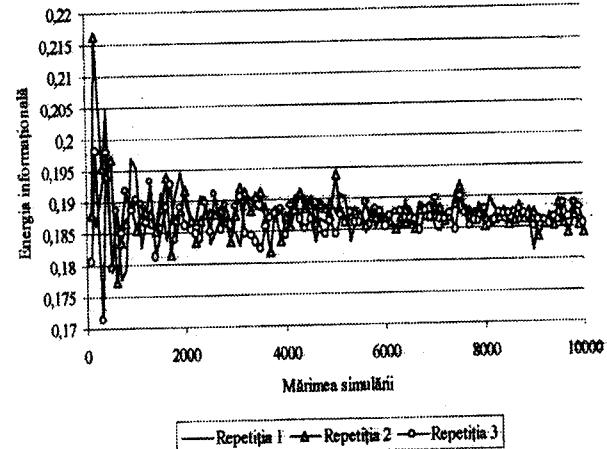


Fig. 4 Variația energiei informaționale în cazul simulării cu număr diferit de evenimente

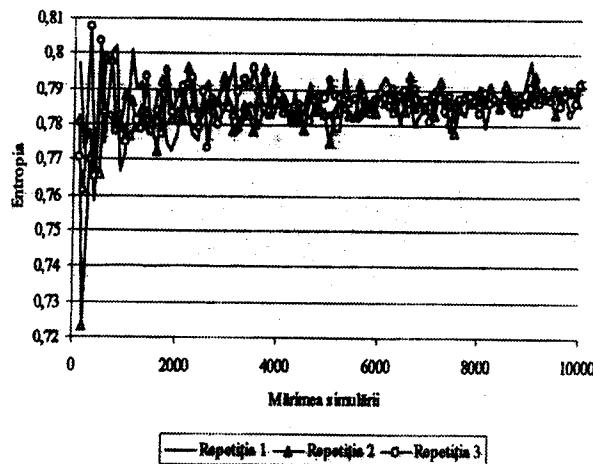


Fig. 5 Variația entropiei în cazul simulării cu număr diferit de evenimente

În cazul simulării cu un număr variat de evenimente se observă că amplitudinea de variație a indicatorilor informaționali scade o dată cu creșterea numărului de intervale simulate, constatăndu-se astfel o stabilizare a gradului de nedeterminare a sistemului. În cazul entropiei se poate observa o amplitudine de variație mult mai mare decât în cazul energiei informaționale.

Model stocastic exponentiștal

Repartiția intervalului de timp dintre două doborâturi consecutive urmează un model stocastic exponentiștal negativ de parametru egal cu 1 din modelul Poisson, respectiv 0,2417.

Intervalul de timp mediu dintre două doborâturi, la nivel european este 3,93 ani foarte apropiat de valoarea obținută prin modelul numărului de doborâturi într-o perioadă de 10 ani, respectiv de 4,1 ani.

Probabilitățile relative și cumulate ale modelului stocastic și cele obținute prin simulare sunt redate în figura 6 și tabelul 4.

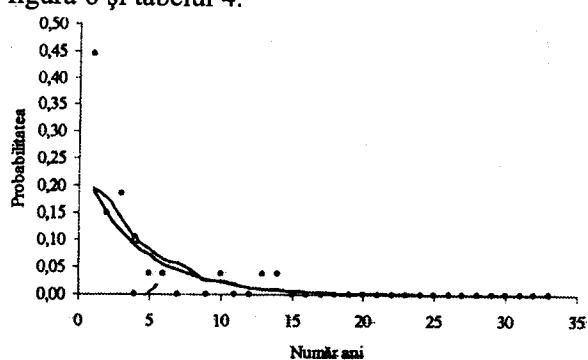


Fig. 6 Modelul exponentiștal și modelul de simulare al intervalului de timp dintre două doborâturi consecutive la nivelul României

Modelul exponentiștal de repartiția intervalului

Tabelul 4
Modelul stocastic exponentiștal și modelul de simulare

Nr. ani	Model experimental		Model stocastic exponentiștal		Model simulare		Test D $ F(x)-S(x) $
	Frecvența relative	Frecvențe cumulate	Frecvențe relative	Frecvențe cumulate	Frecvențe relative	Frecvențe cumulate	
	1	2	3	4	5	6	
0							
1	0,4444	0,4444	0,1898	0,1898	0,1941	0,1941	0,2547
2	0,1481	0,5926	0,1490	0,3388	0,1765	0,3705	0,2538
3	0,1852	0,7778	0,1170	0,4559	0,1393	0,5098	0,3219
4	0,0000	0,7778	0,0919	0,5478	0,1032	0,6130	0,2300
5	0,0370	0,8148	0,0722	0,6200	0,0840	0,6971	0,1948
6	0,0370	0,8519	0,0567	0,6767	0,0660	0,7631	0,1752
7	0,0000	0,8519	0,0445	0,7212	0,0588	0,8219	0,1307
8	0,0370	0,8889	0,0350	0,7561	0,0432	0,8651	0,1327
9	0,0000	0,8889	0,0275	0,7836	0,0264	0,8916	0,1053
10	0,0370	0,9259	0,0216	0,8052	0,0240	0,9156	0,1208
11	0,0000	0,9259	0,0169	0,8221	0,0212	0,9368	0,1038
12	0,0000	0,9259	0,0133	0,8354	0,0136	0,9504	0,0905
13	0,0370	0,9630	0,0104	0,8458	0,0108	0,9612	0,1171
14	0,0370	10,000	0,0082	0,8540	0,0096	0,9708	0,1460
15	0,0000	10,000	0,0064	0,8605	0,0052	0,9760	0,1395
16	0,0000	10,000	0,0051	0,8655	0,0056	0,9816	0,1345
17	0,0000	10,000	0,0040	0,8695	0,0056	0,9872	0,1305
18	0,0000	10,000	0,0031	0,8726	0,0016	0,9888	0,1274
19	0,0000	10,000	0,0024	0,8751	0,0008	0,9896	0,1249
20	0,0000	10,000	0,0019	0,8770	0,0020	0,9916	0,1230
21	0,0000	10,000	0,0015	0,8785	0,0032	0,9948	0,1215
22	0,0000	10,000	0,0012	0,8797	0,0004	0,9952	0,1203
23	0,0000	10,000	0,0009	0,8806	0,0016	0,9968	0,1194
24	0,0000	10,000	0,0007	0,8814	0,0004	0,9972	0,1186
25	0,0000	10,000	0,0006	0,8819	0,0008	0,9980	0,1181
26	0,0000	10,000	0,0005	0,8824	0,0000	0,9980	0,1176
27	0,0000	10,000	0,0004	0,8827	0,0008	0,9988	0,1173
28	0,0000	10,000	0,0003	0,8830	0,0004	0,9992	0,1170
29	0,0000	10,000	0,0002	0,8832	0,0000	0,9992	0,1168
30	0,0000	10,000	0,0002	0,8834	0,0004	0,9996	0,1166
31	0,0000	10,000	0,0001	0,8835	0,0000	0,9996	0,1165
32	0,0000	10,000	0,0001	0,8836	0,0000	0,9996	0,1164
33	0,0000	10,000	0,0001	0,8837	0,0004	10,000	0,1163

de timp dintre două doborâturi consecutive este:

$$L(x) = 0,2417 e^{-0,2417x}, x > 0$$

Valabilitatea modelului a fost verificată cu testul de concordanță Kolmogorov - Smirnov, statistică $D_{exp}=0,322$. Pentru un nivel de semnificație $a=0,05$ și un număr de 14 evenimente $D_t=0,349$. Deoarece $D_{exp} < D_t$, avem asigurarea statistică de a afirma că între modelul stocastic propus și repartitia experimentală nu există diferențe semnificative.

Simularea fenomenului pe baza modelului exponentiștal estimat s-a realizat conform algoritmului de generare a variabilelor aleatoare cu repartitie exponentiștală prezentat anterior, mărimea simulației fiind de 2500 intervale de timp.

Analiza indicatorilor informaționali în cazul modelării intervalului de timp dintre două doborâturi scoate în evidență gradul de nedeterminare mai mic al acestei variabile. Energia informațională a

modelului empiric este de 0,262, iar entropia de 0,733. Modelul stocastic exponential are o energie informațională mai mică de 0,094 și o entropie mai mare de 0,976.

Studiul variației caracteristicilor informaționale în cazul modelului exponentiel are la bază același algoritm ca și în cazul modelului Poisson (figura 7, 8, 9 și 10).

În cazul simulării cu număr constant de evenimente se constată aceeași variație aleatoare ca și în cazul precedent.

Analiza grafică a dinamicii acestor caracteristici permite tragerea următoarelor concluzii:

- atât în cazul energiei informaționale cât și a entropiei nu există o lege de variație constantă, ele variind aleatoriu;
- amplitudinea de variație în cazul energie informaționale (0,101 - 0,114) este mai mică decât în cazul entropiei (1,064 - 1,104);

În cazul simulării cu un număr variat de eveni-

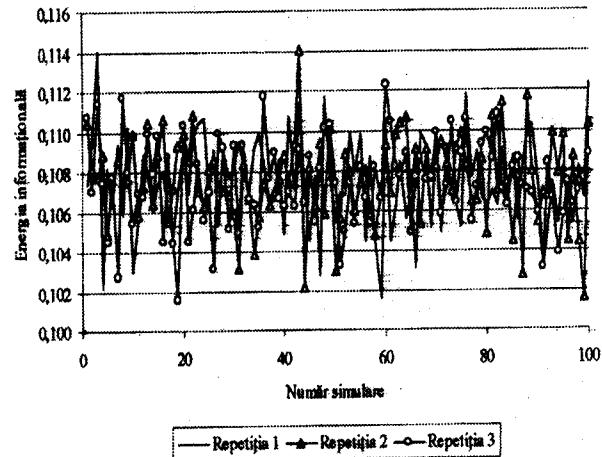


Fig. 7 Variația energiei informaționale în cazul simulării cu număr constant de evenimente

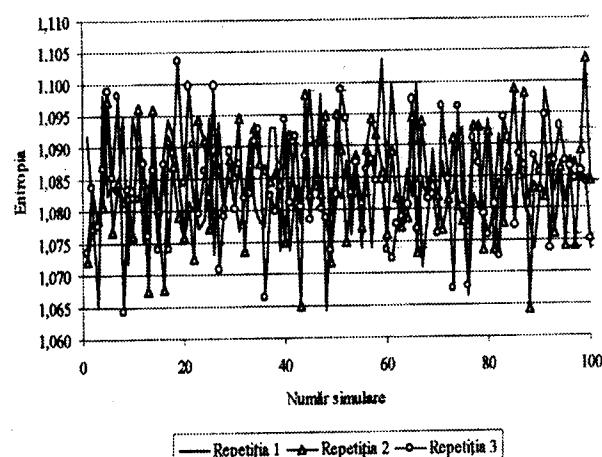


Fig. 8 Variația entropiei în cazul simulării cu număr constant de evenimente

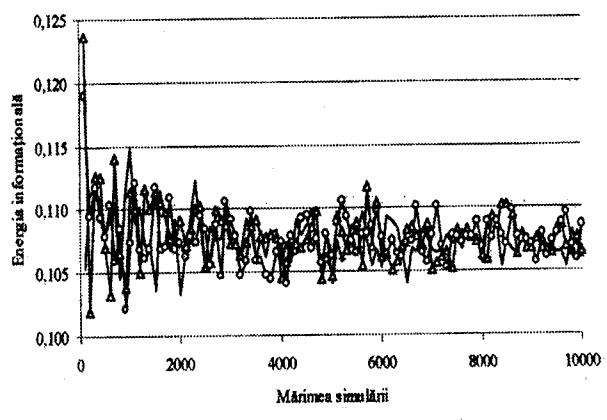


Fig. 9 Variația energiei informaționale în cazul simulării cu număr diferit de evenimente

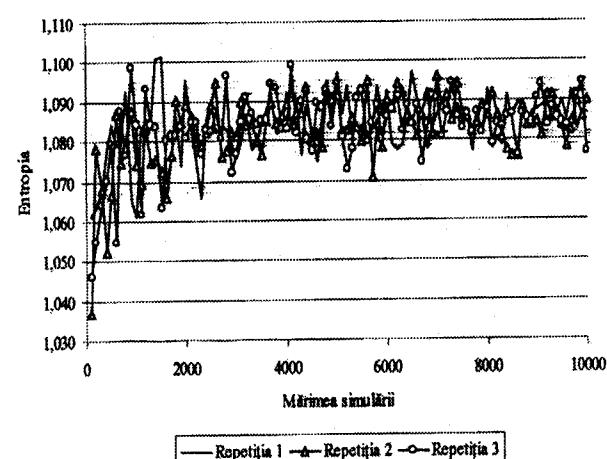


Fig. 10 Variația entropiei în cazul simulării cu număr diferit de evenimente

mente se constată o scădere a amplitudinii de variație o dată cu creșterea numărului de evenimente, atât în cazul entropiei cât și al energiei informaționale.

Variația entropiei în cazul simulării cu număr variat de evenimente, pe modelul exponentiel, prezintă o ușoară tendință de evoluție exponentială.

Concluzii

Utilizarea modelării și simulării matematice în analiza probabilității de apariție a unor fenomene cu efect deregulator al bioproducției forestiere fundamentală pe baze moderne conceptele de cartare a zonelor de risc și de management forestier.

Date fiind particularitățile ecosistemelor forestiere posibilitatea obținerii unui volum mare de informații este în unele cazuri (ex. cronologia doborâturilor produse de vânt) foarte dificilă. Metodele de simulare a fenomenelor ne oferă posi-

bilitatea obținerii unor informații valoroase privind dinamica și comportamentul diferitelor procese naturale.

Aplicând tehniciile de modelare și simulare stochastică în modelarea numărului de doborâturi produse de vânt într-o perioadă dată și a intervalului de timp dintre două doborâturi consecutive la nivelul României, se desprind o serie de informații precum:

- probabilitatea de a nu se produce doborâturi într-o perioadă de 10 ani este foarte mică fiind egală cu 8,9%;
- probabilitatea de a se produce o singură doborâtură masivă într-un deceniu este de 21,6% la nivelul României;
- la nivelul României cel mai probabil este să se producă una (21,6%), două (26,1%) sau trei (20,1%) doborâturi într-un deceniu;
- intervalul de timp cel mai probabil dintre două doborâturi consecutive este de un an cu o probabilitate de 19%, la nivelul României;
- caracteristicile informaționale, respectiv energia informațională și entropia sistemului, au o dinamică aleatoare în cazul simulării cu număr constant de evenimente și o scădere progresivă cu creșterea mărimii simulării, în situația simulării cu număr variabil de evenimente.

• aceste modele de analiză și simulare a doborâturilor produse de vânt, aplicate într-un caz concret, ne oferă o serie de informații cu caracter orientativ al dinamicii în timp a acestor fenomene naturale.

O analiză mai profundă a acestor variabile informaționale, prin utilizarea unor metode moderne de analiză numerică, va permite punerea în evidență a

existenței sau lipsei unor legități specifice de variație.

Probabilitățile estimate prin aceste modele stocastice și de simulare constituie un indicator și un factor de orientare la nivel macrozonal, asigurat statistic, al producție forestiere.

BIBLIOGRAFIE

- B a r b u , I., C e n u ș ă , R., 1987: *Asigurarea protecției arborelor de molid împotriva doborâturilor și rupturilor de vânt și zăpadă*, ICAS Seria II, București.
- C o t t u s , M., P., 1986: *Components of tree stability in sitka spruce on peaty gley soil*. Forestry. 59 (2).
- D i s s e c u , R., 1962: *Frecvența daunelor produse de vânt și eşalonarea măsurilor amenajistice de protecție*. Revista pădurilor, 10.
- D o d e s c u , G., 1986: *Simularea sistemelor*. Editura Militară, București.
- D o l l , D., 1992: *Les cataclysmes éoliens dans les forêts d'Europe: aperçu historique*. Forêt Entreprise, 77, p. 8-9.
- F r a s e r , A., I., 1962: *Wind tunnel studies of the forces acting on the crowns of small trees*. Annual Research Report for year ended March 1962. Forestry Commission.
- I c h i m , R., 1988: *Istoria pădurilor și silviculturii din Bucovina*. Editura Ceres, București.
- K e l l e r , G., 1987: *Statistics for management and economics*. Wadsworth Publishing Company, Belmont.
- O n i c e s c u , O., 1979: *Elemente de statistică informațională cu aplicații*. Editura Tehnică, București.
- P e l t o l a , H., 1995: *Studies on the mechanism of wind-induced damage of Scots pine*. Academic Dissertation, University of Joensuu, Faculty of Forestry, Finland.
- P e l t o l a , H., K e l l o m a k i , S (Eds.), 1998: *Silvicultural strategies for predicting damage to forests from wind, fire and snow*, University of Joensuu, Faculty of Forestry, Finland.
- S ă c u i u , I., Z o r i l e s c u , D., 1978: *Numere aleatoare. Aplicații în economie, industrie și studiul fenomenelor naturale*. Editura Academiei, București.

Simulation models of temporal dynamics for windthrow in forest ecosystems

Abstract

This paper presents two stochastic models, one for predicted the probability to apparition of n catastrophic windthrows in t years and other for estimating the time interval of two consecutively windthrow, at Romanian level. These stochastic models, respectively the Poisson model and exponential model was used for the simulation of windthrow. For each simulation was calculated two informational characteristics, respectively the informational energy and the entropy of system.

Keywords: *windthrow, Poisson model, exponential model, simulated models.*