

ȘCOALA DOCTORALĂ DE MATEMATICĂ, UNIVERSITATEA
DIN BUCUREȘTI

TEZĂ DE DOCTORAT- REZUMAT

**Scheme generale de construcție a noi clase de
repartiții statistice. Modele, inferență
statistică și analiza datelor**

*Student-doctorand: Băncescu V.
Adriana-Irina*

*Profesor coordonator: Prof. Dr.
Vasile Preda*

2018



Cuprins

Cuprins	i
Introducere	1
Actualitatea temei	2
1 Clase de repartiții GET pentru studii de fiabilitate	7
1.1 Clasa de repartiții GET	7
1.1.1 Motivație și interpretare	8
2 Transmutări și exponențializări de ordinul n. Extinderi de teoreme.	9
2.1 Clase de repartiții transmutare de ordin n (T_n)	10
2.1.1 Motivație și interpretare	11
2.2 Clase de repartiții exponențializate de ordin n (E_n)	12
2.2.1 Motivație și interpretare	13
2.3 Clase de repartiții transmutate exponențializate de ordin n (TE_n)	15
2.3.1 Motivație și interpretare	16
3 Clasa de repartiții q-log Tsallis	17
3.1 Repartiții q -log-locăție-scală	17
4 Comparații de modele și submodele	20
5 Clase de repartiții Transmutate-G	21
5.1 Clase de repartiții $GT.T$ de ordin n ($GT.T_n$)	21
5.1.1 Motivație și interpretare	22
6 Concluzii și direcții viitoare de cercetare	24
Bibliografie selectivă	26

Cuprinsul tezei

Mulțumiri	i
Cuprins	ii
Listă de figuri	iv
Listă de tabele	vii
Introducere	1
Actualitatea temei	3
Structura tezei	7
1 Clase de repartiții GET pentru studii de fiabilitate	9
1.1 Clasa de repartiții GET	10
1.1.1 Motivație și interpretare	11
1.1.2 Câteva reprezentări ale densității de probabilitate	12
1.1.3 Momente, funcția generatoare de momente, curba Lorenz și indexul Bonferroni	14
1.1.3.1 Momente	14
1.1.3.2 Deviațiile de la medie și mediană	17
1.1.3.3 Funcția generatoare de momente	18
1.1.3.4 Curba Lorenz și indexul Bonferroni	19
1.1.4 Funcția cuantilă	20
1.1.5 Entropiile Shannon și Renyi	21
1.1.6 Statistici de ordine	23
1.1.7 Repartițiile asimptotice ale statisticilor de ordine	24
1.1.7.1 Caracteristici ale modelelor GET	28
1.1.7.2 Statisticile de ordine extreme	32
1.1.8 Estimatorii de verosimilitate maximă	34
1.1.9 Ordinea stocastică	37
1.1.9.1 Ordinea stocastică a repartițiilor compuse	40
1.2 Două noi submodele	43
1.2.1 Repartiția general exponențializată transmutată exponentială (GETExpo) . .	43
1.2.2 Repartiția general exponențializată transmutată Birnbaum Saunders (GETBS)	44

1.3	Analiza datelor	46
2	Transmutări și exponențializări de ordinul n. Extinderi de teoreme.	53
2.1	Clase de repartiții transmutare de ordin n (T_n)	54
2.1.1	Motivație și interpretare	55
2.1.2	Caracteristici ale modelelor T_n	58
2.1.2.1	Statisticile de ordine extreme	61
2.1.3	Caracteristici asupra monotoniei și log-concavității	63
2.1.3.1	Formele ratelor de hazard	67
2.1.4	Ordinea stocastică	68
2.1.5	Estimatorii de verosimilitate maximă	71
2.2	Clase de repartiții exponențializate de ordin n (E_n)	76
2.2.1	Motivație și interpretare	77
2.2.2	Funcția cuantilă	77
2.2.3	Caracteristici ale modelelor E_n	78
2.2.3.1	Statisticile de ordine extreme	81
2.2.4	Ordinea stocastică	85
2.3	Clase de repartiții transmutate exponențializate de ordin n (TE_n)	88
2.3.1	Motivație și interpretare	89
2.3.2	Funcția cuantilă	90
2.3.3	Caracteristici ale modelelor TE_n	91
2.3.3.1	Statisticile de ordine extreme	91
2.3.4	Ordinea stocastică	93
3	Clasa de repartiții q-log Tsallis	96
3.1	Introducere	96
3.2	Repartiții q -log-locție-scală	98
3.3	Repartiții q -log-locție-scală. Log-concavitate și log-convexitate	100
3.3.1	Noi clase de repartiții	101
3.3.2	Funcția de densitate a repartițiilor q LLS	102
3.3.3	Exemplu. Modelul q -log Student- t versus modelul Student- t	103
3.4	Funcțiile de hazard ale repartițiilor q LLSLC pentru repartiții de bază definite pe $(0, \infty)$ și $q > 1$.	105
3.4.1	Rata de hazard	105
3.4.2	Formele ratelor de hazard	106
3.4.3	α -log-convexitatea și log-convexitatea- β ratelor de hazard	107
3.4.4	Exemplu. Repartiția Lindley	107
3.5	Durata de viață reziduală medie a repartițiilor q LLS	108
3.5.1	Durata de viață reziduală medie a repartițiilor q LLS	108

3.5.2	Durata de viață reziduală medie a repartițiilor qLLSLC când f este definită pe $(0, \infty)$ și $q > 1$	109
3.5.3	Durata de viață reziduală medie a repartițiilor qLLS atunci când h_F este descrescătoare pentru repartiții de bază definite pe $(0, \infty)$ și $q > 1$	112
3.6	Estimatorii de verosimilitate maximă	113
3.7	Analiza datelor	114
4	Comparații de modele și submodele	120
4.1	Setul de date 1	120
4.2	Setul de date 2	122
4.3	Seturile de date 3 și 4	123
4.4	Setul de date 5	125
4.5	Seturile de date 6 și 7	126
5	Clase de repartiții Transmutate-G	130
5.0.1	Funcția cuantilă	131
5.1	Caracteristici ale modelelor $GT.T$	131
5.1.0.1	Statisticile de ordine extreme	135
5.2	Ordinea stocastică	136
5.2.1	Repartițiile compuse	138
5.3	Clase de repartiții $GT.T$ de ordin n ($GT.T_n$)	139
5.3.1	Motivație și interpretare	140
5.3.2	Funcția cuantilă	141
5.3.3	Caracteristici ale modelelor $GT.T_n$	141
5.3.3.1	Statisticile de ordine extreme	146
5.3.4	Ordinea stocastică	147
5.3.5	Aplicație	149
6	Concluzii și direcții viitoare de cercetare	151
	Listă de publicații	153
	Bibliografie	156

Introducere

Într-o lume a tehnologiei, modelarea seturilor de date cât mai eficient este crucială. Date sunt disponibile și apar în mai toate domeniile: medicină, industrie [47], biologie, științe sociale, economie etc. Prin urmare, este foarte important, pentru a efectua diferite teste și predicții (modele de regresie) sau chiar studii de fiabilitate, proceduri ce țin de controlul calității [46] și studii de mentenanță, să știm repartiția datelor care ne interesează. De exemplu, pentru a putea efectua studii de fiabilitate pentru un sistem, avem nevoie de repartiția timpilor de supraviețuire ale acelu sistem. În studii legate de controlul calității, avem nevoie de statisticile de ordine [7].

De-a lungul anilor, în statistică, cercetătorii au propus multe noi repartiții având proprietăți și aplicații diverse, cât și metode de construcție a lor [45, 48]. În 1997, A. W. Marshall și I. Olkin [103] au propus o nouă metodă de adăugare a unui nou parametru unei familii de repartiții. Această metodă a fost aplicată la numeroase repartiții, conducând la introducerea și studiul a noi modele statistice: Marshall-Olkin Pareto (2005) [66], Marshall-Olkin Lomax (2007) [64], Marshall-Olkin Lindley (2012) [65], Marshall-Olkin Birnbaum Saunders (2013) [92], Marshall-Olkin Weibull (2014) [143]. Gupta et al. [68, 69] au introdus în 1999, repartiția exponențializată exponențială, și astfel s-a obținut o nouă metodă de generalizare a repartițiilor. Câteva dintre modelele statistice obținute și studiate aplicând metoda de exponențializare sunt repartițiile exponențializată Gumbel (2005) [118, 119], exponențializată Lomax (2014) [141], exponențializată Fréchet (2000) [82], exponențializată Burr Type II (2011) [11]. Mai recent, William T. Shaw și Ian R.C. Buckley (2007) au introdus harta de transmutare (QRTM), obținându-se, de exemplu, următoarele repartiții transmutate: transmutată Rayleigh (2013) [109], transmutată modificată Weibull (2013) [81], transmutată Pareto (2014) [112], transmutată Lomax (2013) [14], transmutată exponențializată general inversă exponențială (2013) [52, 128], transmutată exponențial-Weibull (2015) [140].

Instrumente importante în industrie, în telecomunicații, în studii legate de durata de viață, fiabilitatea sistemelor sau controlul calității, în diferite domenii precum asigurări, medicină, economie [99] și nu numai, sunt statisticile de ordine. Aceste instrumente reprezintă o importantă subdisciplină a statisticii având multe aplicații într-o gamă variată de domenii [175]. Acestea se obțin considerând o secvență de variabile aleatoare X_1, X_2, \dots, X_m și ordonându-le crescător, $X_{1:m} \leq X_{2:m} \leq \dots X_{m:m}$, unde $X_{k:m}$ este statistica de ordine k și reprezintă cea de-a k valoare aleatoare a secvenței aleatoare considerată, în ordine crescătoare. Aplicații ale statisticilor de ordine își găsesc locul în designul și

analiza diferitelor sisteme de telecomunicații, datorită principiului ”alegerea celui mai bun” [175]. Problema întâmpinată cu statisticile de ordine o reprezintă forma funcției de densitate care în cele mai multe cazuri are o formă complicată sau nu se poate obține o formă explicită a ei. Datorită acestui lucru, când nu putem lucra direct cu funcția de densitate a statisticilor de ordine, este necesar să determinăm repartițiile asimptotice corespunzătoare. Câteva aplicații ale statisticilor de ordine extreme, minimală $X_{1:m}$ și maximală $X_{m:m}$ sunt:

Exemplu 0.1. [39] Presiunile la care sunt supuse de-a lungul duratei de viață structurile diferitelor sisteme din industrie pot cauza daune iremediabile sau care presupun mari costuri de reparație. Încărcăturile de mică intensitate considerate în proiectarea sistemului pot duce la cedarea structurii în timpul vieții cauzând deteriorări ale sistemului. În schimb, încărcăturile de mare intensitate conduc la structuri ineficiente din punct de vedere economic. Astfel, pentru proiectarea unei sistem corect și eficient economic, avem nevoie să știm proprietățile statistice ale încărcăturilor de mare intensitate, reprezentate de statisticile de ordine maximale, $X_{m:m}$.

Exemplu 0.2. [39] O altă aplicație a statisticilor de ordine este legată de traficul rutier de pe autostrăzi. Multe autostrăzi sunt proiectate astfel încât să avem blocaj rutier doar de k ori într-o anumită perioadă de timp. Intensitatea rutieră cea mai mare este reprezentată de statistica de ordine k , $X_{k:m}$.

Exemplu 0.3. [39] Proiectarea sistemelor ține cont de natura aleatorie a acestora. Pentru un sistem serie (acesta cedează dacă cel puțin o componentă cedează), durata de viață poate fi considerată durata de viață a celei mai slabe componente, reprezentată de statistica de ordine minimală $X_{1:m}$ (principiul elementului cel mai slab). Valorile extreme sunt cele care afectează durata de viață a sistemelor.

Exemplu 0.4. [39] Alt exemplu este reprezentat de nivelurile de apă ale unui râu. Dacă X_1, X_2, \dots, X_m sunt nivelurile de apă ale unui râu în zile consecutive, atunci proprietățile statisticilor de ordine inferioare $X_{1:m}, X_{2:m}, \dots, X_{k:m}$ sunt folosite pentru modelarea secetei, iar proprietățile statisticilor de ordine superioare $X_{m-k:m}, X_{m-k+1:m}, \dots, X_{m:m}$, sunt folosite în studiul riscurilor de inundație și designul protecției împotriva inundațiilor.

Actualitatea temei

Una din industriile importante și mereu în dezvoltare este industria civilă. Subdomenii de mare semnificație ale acesteia sunt mentenanța și designul eficient al sistemelor civile. Aceste sisteme datorită utilității lor, sunt supuse la deteriorări progresive cauzate de diferite șocuri, presiuni interioare cât și exterioare, ce țin de structura lor, mecanica lor cât și de mediu înconjurător [21]. Acest proces de deteriorare este un proces aleatoriu, șocurile suferite de sisteme de-a lungul timpului sunt de natură incertă în ceea ce privește presiunea încărcăturii, rezistența materialelor, cât și a structurii. În acest context, au fost dezvoltate încă de la începutul primei revoluții industriale,

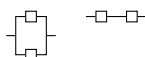


FIGURA 0.0.1: Sisteme paralel și serie de două componente.

tehnici de optimizare a duratei de viață a sistemelor considerând diferite incertitudini/șocuri cât și diferite costuri și bugete de mentenanță. Structura diferitelor sisteme industriale (civile, navale etc.) în acest tip de probleme este modelată de sisteme serie, paralel sau serie-paralel/paralel-serie, considerând degradarea lor [21]. Un sistem paralel cu m componente este un sistem care cedează atunci când nicio componentă nu mai funcționează, iar un sistem serie cu m componente cedează atunci când o singură componentă nu mai funcționează. Un sistem serie-paralel este un sistem serie cu componente subsisteme paralel, iar un sistem paralel-serie este un sistem paralel cu componente subsisteme serie. De asemenea, sistemul serie este reprezentat de statistica de ordine maximală, $X_{m:m}$, și este un sistem m -din- m (m -out-of- m) (un sistem k -din- m (k -out-of- m) reprezentat de statistica de ordine $X_{k:m}$ funcționează atâta timp cât k componente funcționează), în timp ce sistemul paralel este reprezentat de statistica de ordine minimală, $X_{1:m}$, și este un sistem 1-din- m . În Figura 0.0.1, am afișat sistemele paralel și serie de două componente. Alte sisteme importante din teoria fiabilității sunt sistemele coerente [20]. Aceste sisteme sunt caracterizate de sisteme serie-paralel/paralel-serie. Prin urmare, așa cum au propus Barone et al. [21], configurația structurală cât și interacțiunea dintre componentele unui sistem, din punct de vedere statistic, este reprezentată de un sistem serie, paralel sau serie-paralel/paralel-serie. Câteva exemple de sisteme serie-paralel/paralel-serie includ un sistem de producție chimică [93], podul E-17-AH din Colorado, Statele Unite ale Americii [55, 116] și un sistem de transport pe cabluri întâlnit în șantierele navale [83]. Acestea sunt prezentate în continuare.

Levitin et al. (2013) [93] au considerat și studiat următorul sistem de producție chimică serie-paralel cu 12 componente: două pompe de alimentare (unitățile 1 și 2), patru separatoare electrice (unitățile 3-6), două încălzitoare (unitățile 7, 8), și patru reactoare (unitățile 9-12). Grupurile de unități (1,2,4), (3,7,9), (5,8,9,11) și (6, 12) sunt distribuite între patru spații separate prin pereți ignifugi. Cedarea separatorului 4, încălzitorului 8 și a reactorului 9 poate să conducă la foc care se va propaga la toate celelalte unități aflate în aceeași încăpere. Cedarea celorlalte unități nu poate să conducă la foc datorită unui sistem local de prevenție a incendiilor. În Figura 0.0.2 este reprezentată diagrama structurii acestui sistem. Componentele (1, 2) formează un sistem paralel, componentele (9, 10, 11, 12) de asemenea un sistem paralel, iar componentele (3,4,7) un sistem paralel-serie, componentele (3,4) formând un sistem paralel care este legat în serie cu unitatea 7. Unitățile (5,6,8) reprezintă în același mod un sistem paralel-serie. Aceste două sisteme paralel-serie (3,4,7) și (5,6,8) formează un sistem paralel (3,4,7)-(5,6,8). Sistemele (1,2), (3,4,7)-(5,6,8) și (9,10,11,12) formează un sistem serie cu trei subsisteme.

Un alt exemplu important de sistem serie-paralel este podul E-17-AH din Colorado, Statele Unite ale Americii [55, 116]. Podurile cu mai multe traverse de pod sunt modelate de sisteme serie-paralel/paralel-serie [10, 55, 116]. Acest exemplu este studiat în capitolul 2.

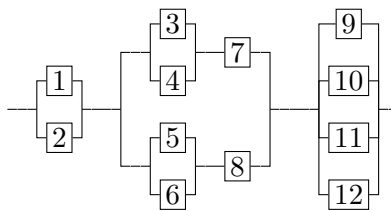


FIGURA 0.0.2: Un sistem de producție chimică serie-paralel.

Un exemplu de sistem serie-paralel de mari dimensiuni este sistemul de transport pe cabluri întâlnit în șantierele navale [83]. Ascensorul de acostare a navelor pentru efectuarea de reparații utilizat în șantierul Naval din Gdynia este format dintr-o platformă de oțel și 10 cabluri ale căroră forță este generată de motoare electrice. Acest ascensor cedează dacă unul dintre cabluri cedează. Fiecare cablu este format din 22 de toroane: 10 externe și 12 interne. Astfel, Kolowrocki (2014) [83] a arătat că acest sistem de transport al navelor este modelat de un sistem paralel-serie cu 10 subsisteme în serie, fiecare subsistem fiind un sistem paralel cu 22 de componente. În Figura 0.0.3, am afișat acest sistem.

Un alt subdomeniu important din statistică reprezintă teoria valorilor extreme. Aceasta se ocupă de repartițiile (asimptotice) statisticilor de ordine extreme. O aplicație a acestui subdomeniu este testarea în condiții de laborator a rezistenței diferitelor structuri. Considerând un prototip sau model al structurii, testarea rezistenței în condiții de laborator este realizabilă datorită teoriei valorilor extreme, extrapolarea de la mic la mare fiind posibilă datorită acestei teorii [40]. Această teză are ca obiect principal, introducerea și studierea de noi clase de repartiții. Cu excepția unei clase de repartiții, aceste clase sunt propuse pentru studii de fiabilitate ale unor sisteme complexe serie-paralel/paralel-serie. Astfel, o proprietate importantă din acest punct de vedere, este determinarea repartițiilor asimptotice ale statisticilor de ordine. Arătăm că aceste repartiții asimptotice, în anumite condiții, nu depind de toți parametrii.

Alt instrument important în statistică reprezintă ordinea stocastică a variabilelor aleatoare având multe aplicații, în domenii ca fiabilitate, asigurări și economie. Una dintre cele mai puternice ordini stocastice este ordinea raport de verosimilitate. Câteva ordini stocastice mai slabe decât aceasta sunt ordinea stocastică obișnuită, ordinea rata de hazard, ordinea rata de hazard inversă și ordinea uniformă în direcția pozitivă/negativă. În cazul sistemelor complexe, compararea lor în vederea alegerii celui mai bun din punct de vedere al structurii pentru diferite aplicații este importantă și dificilă datorită dimensiunii lor. Din punct de vedere al duratei de viață medie a lor cât și al ratelor de hazard (reprezintă probabilitatea ca un sistem să cedeze imediat, fiind importantă în analiza lor), este utilă compararea sistemelor cu ajutorul ordinii raport de verosimilitate. În 2008, Navarro [121] a studiat ordinea raport de verosimilitate pentru statistici de ordine, mixturi generalizate și sisteme, iar împreună cu Shaked în 2006 [122] au studiat ordinea rata de hazard a statisticilor de ordine și a sistemelor. În această teză discutăm ordinea stocastică pentru noile clase de repartiții introduse. De asemenea, ordinea stocastică este folosită în vederea îmbunătățirii fiabilității unui

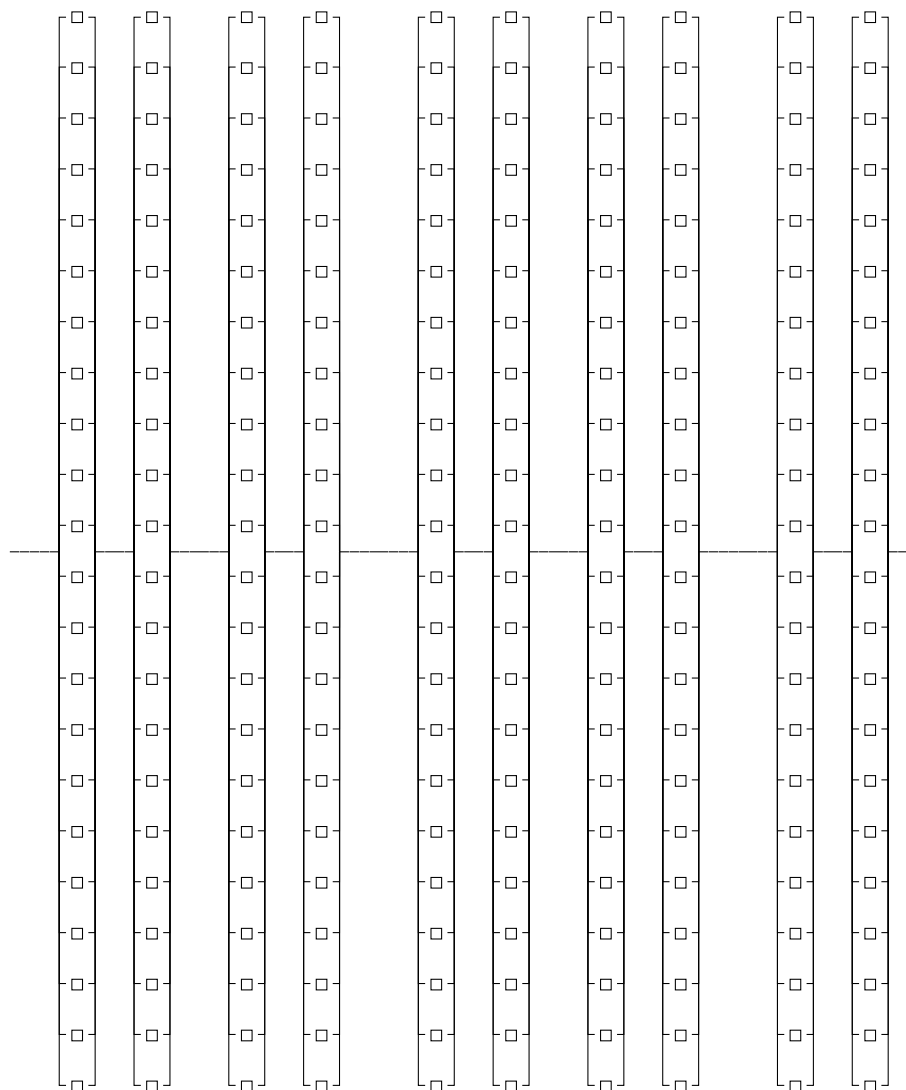


FIGURA 0.0.3: Sistem paralel-serie de transport al navelor.

sistem. Un mod de a face acest lucru poate fi prin alocarea unei redundanțe active. În literatura de specialitate, au fost introduse două tipuri obișnuite de componente redundante, redundanță activă și redundanță în așteptare. Componentele redundante active sunt puse în paralel la componentele sistemului și încep să funcționeze simultan cu componentele originale. Componentele redundante în așteptare sunt atașate componentelor sistemului astfel încât să înceapă să funcționeze după ce componenta originală încetează să funcționeze [50]. Măsurarea performanței sistemului pentru diferite alocări de componente redundante active sau în așteptare, se face folosind diferite ordini stocastice. Câteva lucrări în domeniu sunt cele ale lui Ebrahim (2016) [50], Balakrishnan et al. (2015) [17], Torrado et al. (2015) [156], Laniado și Lillo (2014) [86], Zhao, Chan și Ng (2012) [179], da Costa Bueno și da Carmo (2007) [43], Valdes și Zequeira (2006) [164], Singh și Misra (1994) [151], Boland et al. (1992) [35]. De asemenea, o întrebare de interes este ”În ce mod instalăm noua componentă, în paralel sau în serie cu cea mai slabă componentă a sistemului [50]?”.

Un alt subiect tratat în această teză este statistica Tsallis. Statistica Tsallis își are rădăcinile în

fizică, o primă noțiune introdusă fiind entropia Tsallis [157–159, 162]. Această statistică particulară este un domeniu important al mecanicii statistice nonextensive [160]. Concepte ale acestei ramuri a fizicii și-au găsit aplicații în multe alte domenii, precum economie, biologie, chimie, medicină, informatică etc. [4, 60]. De exemplu, veniturile gospodăriilor din Brazilia au fost modelate de o repartiție Tsallis [152], un lucru remarcabil deoarece până recent veniturile celor săraci erau modelate de o repartiție, în timp ce veniturile celor bogați de o alta. Alte repartiții din statistica Tsallis sunt repartițiile q -exponențială, q -Weibull, q -Gamma, denumite q -repartiții, acestea având multiple aplicații [131, 137, 171, 178]. O revizuire scurtă a acestor aplicații se găsește în [130]. Repartițiile q -exponențiale au fost aplicate în studii empirice legate de bursele de valori [73, 76, 77, 136], secvențe ADN [139], nume de familie [171], comportament uman [38, 154, 155], întârzieri ale trenurilor [30], reacții chimice [125], linii aeriene [98], registru fosil [149], cutremure [3, 44, 70], procese de numărare a voturilor [102], internet [2], pentru a numera doar câteva. Repartițiile q -gausiene au aplicații în plasmă stelare [37], gaze condensate Bose [53, 57, 124], difuzia neliniară [132, 161], molecule ADN [113], galaxii [120], agregate celulare [163]. O aplicație a repartiției q -Weibull se referă la cinetica fractală [36]. În 2016, aceste repartiții au fost propuse să fie folosite în teoria fiabilității determinându-se câteva proprietăți ale lor cum ar fi formele ratelor de hazard și funcțiile de fiabilitate [178]. Această teză introduce noi repartiții de tipul Tsallis, obținute prin q -log transformarea unei variabile aleatoare, q -log reprezentând logaritmul Tsallis, o generalizare a logaritmului natural.

Funcțiile de densitate pot fi separate în două clase distincte: log-concave și log-convexe. În această teză, introducem două noi clase de densități care generalizează clasele de densități menționate anterior, pe care le numim densități α -log-convexe și log-convexe- β , $\alpha, \beta \in \mathbb{R}$. Aceste noțiuni, ne lărgesc viziunea asupra log-concavității și log-convexității, dându-ne niște instrumente utile referitoare la gradul de log-concavitate și log-convexitate a densităților. Astfel, densitățile pot fi puternic log-concave, slab log-concave, puternic log-convexe, slab log-convexe și slab log-convexe.

Capitolul 1

Clase de repartiții GET pentru studii de fiabilitate

Teoria fiabilității este un domeniu important în industrie. De-a lungul deceniilor, multe repartiții au fost introduse pentru a modela datele ce provin din acest domeniu. Cele mai folosite repartiții sunt repartiția Weibull și modificările/ generalizările ei [16].

Din necesitatea de a construi noi modele statistice pentru industrie și nu numai, având diferite forme ale ratei de hazard: crescătoare, descrescătoare, unimodală (de formă upside-down bathtub), de formă cadă (bathtub) sau roller coaster, introducem o nouă clasă de repartiții potrivite pentru studii de fiabilitate/durata vieții și nu numai. Această nouă clasă de repartiții este obținută folosind metoda generală de construcție a repartițiilor exponențializate [41] și metoda de transmutare [145], două metode de construcție de noi repartiții, introduse recent. Îmbinarea acestora are ca rezultat clasa de repartiții general exponențializate transmutate, pe care o notăm cu GET. Aceste noi repartiții sunt în anumite cazuri modele statistice mai potrivite decât alte modele introduse în literatură. De asemenea, modelele GET reprezintă sisteme serie, paralel, serie-paralel/paralel-serie de mici dimensiuni.

1.1 Clasa de repartiții GET

Pornind de la o repartiție de bază continuă arbitrară, clasa de repartiții GET este definită în felul următor.

Definiție 1.1. Fie G o funcție de repartiție continuă arbitrară și fie g funcția de densitate corespunzătoare lui G . Definim funcția de repartiție a modelelor GET prin

$$F_{GET}(x) = [1 - (1 - \{(1 + \lambda)G(x) - \lambda G(x)^2\})^\alpha]^\beta \quad (1.1)$$

unde $\alpha > 0, \beta > 0$ sunt parametrii de formă, iar $|\lambda| \leq 1$ este parametrul de transmutare.

Densitatea modelelor GET este

$$f_{GET}(x) = \alpha\beta \{1 - \{(1 + \lambda)G(x) - \lambda G(x)^2\}\}^{\alpha-1} [1 - \{1 - \{(1 + \lambda)G(x) - \lambda G(x)^2\}\}^\alpha]^{\beta-1} \times g(x) [1 + \lambda - 2\lambda G(x)] \quad (1.2)$$

1.1.1 Motivație și interpretare

Modelele statistice GET reprezintă sisteme serie, paralel, serie-paralel și paralel-serie, atunci când α, β sunt numere naturale, iar λ ia valori din mulțimea $\{-1, 0, 1\}$. Fie α, β numere naturale. Pentru $\lambda = -1$, repartițiile GET modelează un sistem paralel cu β componente independente, fiecare componentă fiind un subsistem serie cu 2α componente independente identic repartizate având funcția de repartiție comună G . Pentru $\lambda = 1$, repartițiile GET modelează un sistem paralel cu β componente independente, fiecare componentă fiind un subsistem serie cu α subsisteme paralele independente cu două componente independente identic repartizate având funcția de repartiție comună G . Pentru $\lambda = 0$, obținem modelele EG ce reprezintă un sistem paralel cu β componente independente, fiecare componentă fiind un subsistem serie cu α componente independente identic repartizate având funcția de repartiție comună G . În Figurile 1.1.1 și 1.1.2, am reprezentat câteva posibile sisteme ce pot fi modelate de repartițiile GET.

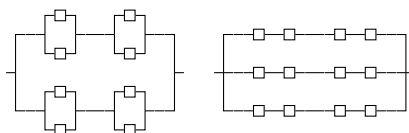


FIGURA 1.1.1: GET(2,2,1) și GET(2,3,-1)

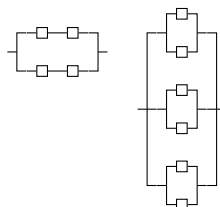


FIGURA 1.1.2: GET(2,2,0) și GET(2,3,1)

Capitolul 2

Transmutări și exponențializări de ordinul n . Extinderi de teoreme.

În acest capitol, introducem noi clase de repartiții ce extind clasele de repartiții GET, transmutate (T) și general exponențializate (EG). De asemenea, obținem noi teoreme ce extind teoremele prezentate în capitolul anterior.

Prima clasă de noi repartiții este obținută prin multipla aplicare a metodei de transmutare unei repartiții de bază continuă, rezultând noi modele statistice pe care le numim repartiții transmutate de ordin n și le notăm cu T_n .

A doua clasă de noi repartiții este obținută prin multipla aplicare a metodei de general exponențializare [41] unei repartiții de bază continuă, rezultând noi modele statistice pe care le numim repartiții exponențializate de ordin n și le notăm cu E_n .

A treia clasă de noi repartiții este obținută prin multipla aplicare a metodei de transmutare exponențializare [177] unei repartiții de bază continuă, rezultând noi modele statistice pe care le numim repartiții transmutate exponențializate de ordin n și le notăm cu TE_n .

Aceste clase de repartiții reprezintă sisteme complexe serie, paralel, serie-paralel/paralel-serie de mari dimensiuni. Sistemele reprezentate de modelele T_n au componentele/subsistemele legate întotdeauna în număr par, niciodată impar. Astfel, la fiecare pas i , subsistemul reprezentat de funcția de repartiție obținută la pasul $i - 1$ pe care o notăm cu F_{i-1} , este legat în paralel sau în serie cu un subsistem de același tip având aceeași funcție de repartiție F_{i-1} . Modelele E_n reprezintă sisteme serie-paralel/paralel-serie mai complexe decât modelele T_n , incluzând sistemele reprezentate de acestea din urmă. La fiecare pas i , subsistemul reprezentat de repartiția E_{i-1} , este legat în paralel de un număr impar sau par de ori cu el însuși, iar după, sistemul rezultat este pus în serie de un număr impar sau par de ori în același mod. Mulțimea sistemelor modelate de repartițiile TE_n include sistemele modelate de repartițiile T_n și repartițiile E_n , extinzând mulțimea sistemelor reprezentate

de acestea din urmă. Pentru toate aceste sisteme avem componente/subsisteme independente, această presupunere pentru sisteme ducând la o aproximare a duratelor de viață a sistemelor din industrie care de cele mai multe ori au componente dependente [167].

Pentru toate aceste noi clase de repartiții, discutăm repartițiile asimptotice ale statisticilor de ordine și ordinea stocastică. În plus, pentru modelele T_n discutăm monotonia și log-concavitățile funcțiilor de densitate. Arătăm că acestea din urmă păstrează caracteristicile repartițiilor transmutate, având în schimb un grad de flexibilitate mai mare în ceea ce privește măsurile de asimetrie și de aplatizare. De asemenea, ratele de hazard ale modelelor T_n iau toate formele introduse în literatura de specialitate: crescătoare, descrescătoare, unimodală, de formă cadă sau roller coaster. Rata de hazard descrie procesul de îmbătrânire a unui sistemului considerat.

2.1 Clase de repartiții transmutare de ordin n (T_n)

În această secțiune, introducem noi clase de repartiții asimetrice obținute prin aplicarea metodei de transmutare unei repartiții de bază continuă. Aceste modele statistice păstrează caracteristicile repartițiilor transmutate (de ordin 1), oferind în același timp o mai mare flexibilitate în ceea ce privește măsurile de asimetrie și de aplatizare. O analiză extinsă a modelelor T_n este efectuată, incluzând repartițiile asimptotice ale statisticilor de ordine, monotonia și log-concavitățile funcțiilor de densitate cu implicații legate de forma ratei de hazard.

Fie F o funcție de repartiție arbitrară continuă având funcția de densitate f , și

$$\begin{aligned}
 T_1 = T_1(F, \lambda_0) : \quad & F_1(x) = (1 + \lambda_0)F(x) - \lambda_0 F(x)^2 \\
 T_2 = T_2(F, \lambda_0, \lambda_1) : \quad & F_2(x) = (1 + \lambda_1)F_1(x) - \lambda_1 F_1(x)^2 \\
 T_3 = T_3(F, \lambda_0, \lambda_1, \lambda_2) : \quad & F_3(x) = (1 + \lambda_2)F_2(x) - \lambda_2 F_2(x)^2 \\
 & \dots \\
 T_n = T_n(F, \lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_{n-1}) : \quad & F_n(x) = (1 + \lambda_{n-1})F_{n-1}(x) - \lambda_{n-1} F_{n-1}(x)^2 \quad (2.1)
 \end{aligned}$$

unde $|\lambda_i| \leq 1$, $\forall i \in \overline{0, n-1}$ sunt parametrii de transmutare.

Notăm cu $T_1(F, \lambda_0)$ repartiția având F_1 ca funcție de repartiție și parametru λ_0 , cu $T_2(F, \lambda_0, \lambda_1)$ repartiția având F_2 ca funcție de repartiție și parametrii λ_0, λ_1 , și așa mai departe, notând cu $T_n(F, \lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_{n-1})$ repartiția având F_n ca funcție de repartiție și parametrii $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_{n-1}$.

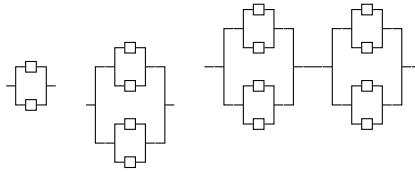


FIGURA 2.1.1: $T_1(F, 1)$, $T_2(F, 1, 1)$ și $T_3(F, 1, 1, -1)$

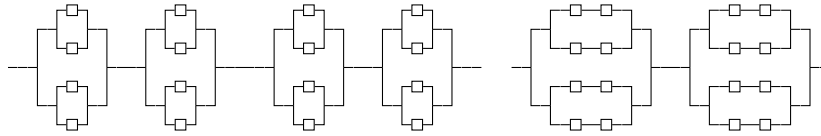


FIGURA 2.1.2: $T_4(F, 1, 1, -1, -1)$ și $T_3(F, -1, 1, 1, -1)$

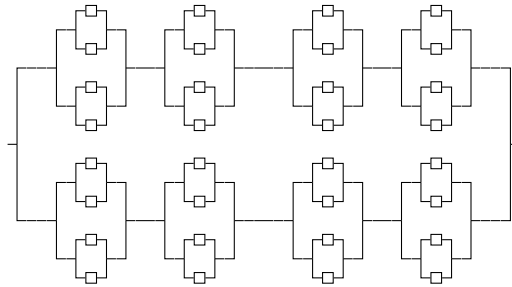


FIGURA 2.1.3: $T_5(F, 1, 1, -1, -1, 1)$

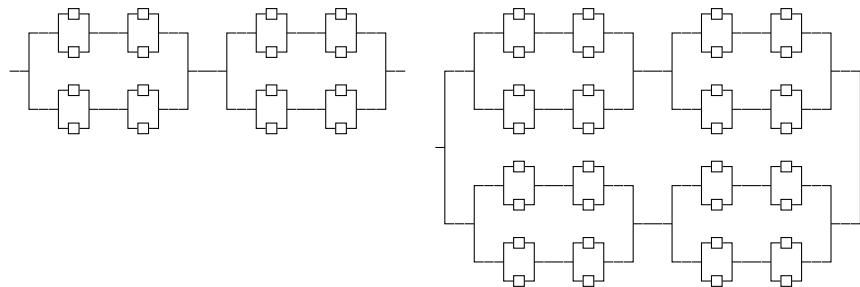


FIGURA 2.1.4: $T_4(F, 1, -1, 1, -1)$ și $T_5(F, 1, -1, 1, -1, 1)$

2.1.1 Motivație și interpretare

Funcția de repartiție F_n pentru $\lambda_i = -1, \forall i = \overline{0, n-1}$ poate fi interpretată ca durata de viață a unui sistem serie cu 2^n componente independente identic repartizate având funcția de repartiție F . Pentru $\lambda_i = 1, \forall i = \overline{0, n-1}$, F_n poate fi interpretată ca durata de viață a unui sistem paralel cu 2^n componente independente identic repartizate având funcția de repartiție F . Atunci când parametrii de transmutare iau valori diferite din mulțimea $\{-1, 1\}$, F_n poate fi interpretată ca durata de viață a unui sistem complex și de dimensiune mare serie-paralel/paralel-serie cu componente independente. De asemenea, putem modela durata de viață a unor sisteme serie cu componente serie, cât și a unor sisteme paralel cu componente subsisteme paralel. În Figurile 2.1.1, 2.1.2, 2.1.3 și 2.1.4 sunt reprezentate câteva tipuri de sisteme care pot fi modelate statistic de repartițiile T_n . Pătratul gol reprezintă o componentă a sistemului care are funcția de repartiție F .

2.2 Clase de repartiții exponențializate de ordin n (E_n)

În această secțiune, noi clase de repartiții sunt introduse pe care le notăm cu E_n și le numim repartiții exponențializate de ordin n . Aceste clase de repartiții sunt obținute prin multipla aplicare a metodei de exponențializare unei repartiții de bază continuă F și reprezintă sisteme complexe serie-paralel/paralel-serie de mari dimensiuni. Mulțimea sistemelor modelate de repartițiile E_n extinde mulțimea sistemelor modelate de repartițiile T_n . Câteva teoreme referitoare la repartițiile asimptotice ale statisticilor de ordine sunt obținute. De asemenea, discutăm ordinea stocastică a acestor noi clase de repartiții.

Fie F o funcție de repartiție continuă arbitrară, iar f funcția de densitate corespunzătoare. Fie

$$\begin{aligned}
 E_1(F, \alpha_0, \beta_0) : \quad F_1(x) &= [1 - \{1 - F(x)\}^{\alpha_0}]^{\beta_0}, \\
 E_2(F, \alpha_0, \beta_0, \alpha_1, \beta_1) : \quad F_2(x) &= [1 - \{1 - F_1(x)\}^{\alpha_1}]^{\beta_1}, \\
 &\dots \\
 E_n(F, \alpha_0, \beta_0, \dots, \alpha_{n-1}, \beta_{n-1}) : \quad F_n(x) &= [1 - \{1 - F_{n-1}(x)\}^{\alpha_{n-1}}]^{\beta_{n-1}}
 \end{aligned} \tag{2.2}$$

Densitățile corespunzătoare lui F_1, F_2, \dots, F_n sunt

$$\begin{aligned}
 f_1(x) &= \alpha_0 \beta_0 f(x) \{1 - F(x)\}^{\alpha_0 - 1} [1 - \{1 - F(x)\}^{\alpha_0}]^{\beta_0 - 1} \\
 f_2(x) &= \alpha_1 \beta_1 f_1(x) \{1 - F_1(x)\}^{\alpha_1 - 1} [1 - \{1 - F_1(x)\}^{\alpha_1}]^{\beta_1 - 1} \\
 &\dots \\
 f_n(x) &= \alpha_{n-1} \beta_{n-1} f_{n-1}(x) \{1 - F_{n-1}(x)\}^{\alpha_{n-1} - 1} [1 - \{1 - F_{n-1}(x)\}^{\alpha_{n-1}}]^{\beta_{n-1} - 1}
 \end{aligned} \tag{2.3}$$

unde $\alpha_i, \beta_i > 0$ pentru orice $i = \overline{0, n-1}$.

Notăm cu $h_i(x) = \frac{f_i(x)}{1 - F_i(x)}$ ratele de hazard corespunzătoare pentru fiecare $i = \overline{1, n}$. De asemenea, notăm cu $E_1(F, \alpha_0, \beta_0)$ repartiția având F_1 ca funcție de repartiție, cu $E_2(F, \alpha_0, \beta_0, \alpha_1, \beta_1)$ repartiția având F_2 ca funcție de repartiție, și așa mai departe, notăm cu $E_n(F, \alpha_0, \beta_0, \dots, \alpha_{n-1}, \beta_{n-1})$ repartiția având F_n ca funcție de repartiție.

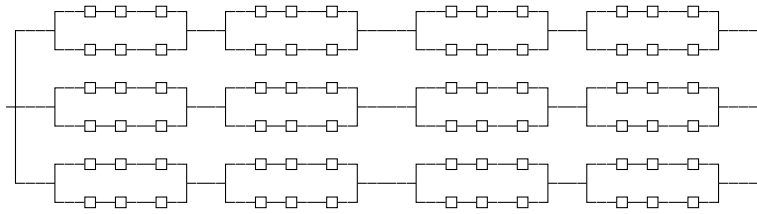


FIGURA 2.2.1: $E_2(F, 3, 2, 4, 3)$

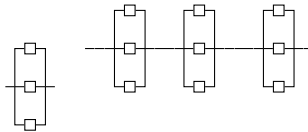


FIGURA 2.2.2: $E_1(F, 1, 3)$ și $E_2(F, 1, 3, 3, 1)$

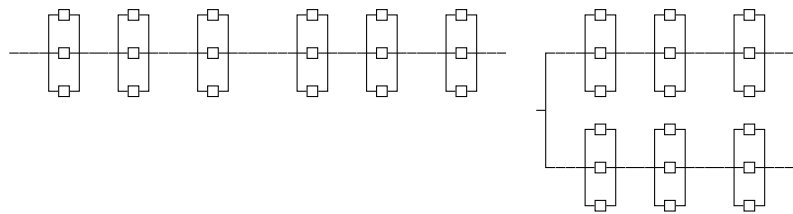


FIGURA 2.2.3: $E_3(F, 1, 3, 3, 1, 2, 1)$ și $E_3(F, 1, 3, 3, 1, 1, 2)$

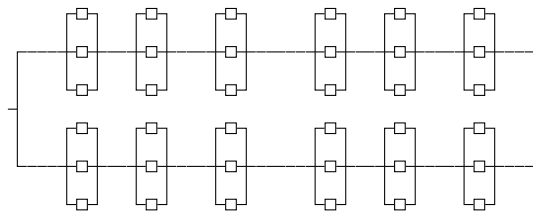


FIGURA 2.2.4: $E_3(F, 1, 3, 3, 1, 2, 2)$

2.2.1 Motivație și interpretare

Pentru α_i și β_i , $i = \overline{0, n-1}$, numere naturale, repartițiile exponențializate de ordin n pot modela sisteme complexe și de mari dimensiuni paralel-serie/ serie-paralel. Modelul $E_i(F, \alpha_{i-1}, \beta_{i-1})$ reprezintă un sistem paralel cu β_i componente, fiecare componentă fiind un subsistem serie având α_i componente independent identic repartizate având funcția de repartiție comună F_{i-1} . În Figurile 2.2.1, 2.2.2, 2.2.3 și 2.2.4, sunt afișate câteva posibile tipuri de sisteme ce pot fi modelate de repartițiile E_n . Pătratul gol reprezintă o componentă a sistemului ce are ca funcție de repartiție F .

Exemplu 2.1. Podul E-17-AH din Colorado, Statele Unite ale Americii este un pod pentru autostrăzi lung de 42 m și lat de 12.20 m. Puntea este din beton consolidat, iar traversele de pod (girders) din oțel. Acest pod a fost studiat de-a lungul timpului de către mulți cercetători. În 2001, Estes și Frangopol [54] au propus un model de mentenanță și de inspecție a unui pod bazat pe funcția de fiabilitate a sistemului considerând ca studiu de caz podul E-17-AH din Colorado. Yang et al. (2004) [174] au considerat un model de predicție a duratei de viață a unui pod, luând ca

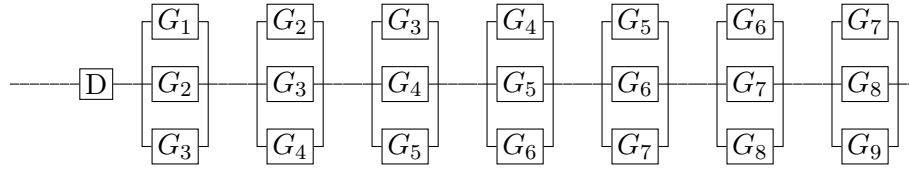


FIGURA 2.2.5: Modelul de sistem pentru podul E-17-AH [116].

studiu de caz același pod. Utilizând modelele E_n , modelăm structura podului din Colorado și determinăm repartițiile asimptotice ale statisticilor de ordine. Aceste tipuri de poduri sunt modelate în analiza fiabilității sistemelor de combinații de componente serie și paralel [10, 55].

Structura podului E-17-AH este un sistem serie-paralel cu 10 componente independente, X_1, X_2, \dots, X_9 și Y , unde Y reprezintă durata de viață a punții, iar X_1, X_2, \dots, X_9 reprezintă durata de viață a traverselor de pod. În Figura 2.2.5, am afișat structura sistemului podului E-17-AH. Notăm puntea cu D , iar traversele de pod cu G_1, G_2, \dots, G_9 . Disponibilitatea sistemului a fost analizată aplicând un model de mentenanță excluzând din analiză puntea D , și considerând X_1, X_2, \dots, X_9 ca fiind independente identic repartizate Weibull [105]. Similar cazului din [105, 176], repartiția Weibull este adoptată pentru a modela durata de viață a componentelor, definită ca durata de viață până la apariția unui defect sever care necesită acțiune urgentă. Funcția de repartiție a modelului Weibull de parametrii k și ρ este definită ca

$$F(x) = 1 - \exp(-(x/\rho)^k), \quad x \geq 0, k > 0, \rho > 0. \quad (2.4)$$

Valorile parametrilor acestei repartiții sunt conform cu analiza datelor făcută în [105]. Astfel, avem $k = 2.37$ și $\rho = 0.0077$ pentru puntea principală, iar $k = 2.86$ și $\rho = 0.0106$ pentru traversele de pod. Ținta duratei de viață este 75 ani.

Modelarea structurii podului utilizând modelele E_n

Durata de viață a unui sistem paralel cu trei componente independente identic repartizate având funcția de repartiție comună F este $E_1(F, 3, 1)$, iar a unui sistem serie cu șapte componente independente identic repartizate având funcția de repartiție comună F este dată de $E_1(F, 1, 7)$. Astfel, durata de viață a podului din Colorado este modelată de repartiția $E_2(F, 3, 1, 1, 7)$, unde F reprezintă funcția de repartiție a modelului Weibull. Notăm cu F_2 funcția de repartiție corespunzătoare modelului statistic $E_2(F, 3, 1, 1, 7)$.

2.3 Clase de repartiții transmutate exponențializate de ordin n (TE_n)

Clasele de repartiții transmutate exponențializate de ordin n , pe care le notăm cu TE_n , sunt obținute aplicând simultan și de mai multe ori metoda de transmutare și metoda de general exponențializare. Astfel, aceste noi clase de repartiții extind clasele de repartiții T_n și E_n . Aceste noi modele statistice reprezintă de asemenea sisteme serie-paralel/paralel-serie complexe de mari dimensiuni. Mulțimea sistemelor serie-paralel modelate de repartițiile TE_n extinde și include mulțimea sistemelor serie-paralel/paralel-serie reprezentate de modelele T_n și E_n . Clasele de repartiții TE_n sunt definite în felul următor.

Fie F o funcție de repartiție arbitrară continuă și f funcția de densitate corespunzătoare. Fie

$$\begin{aligned}
TE_1(F, \alpha_0, \beta_0, \lambda_0) : \quad F_1(x) &= (1 + \lambda_0)[1 - \{1 - F(x)\}^{\alpha_0}]^{\beta_0} - \lambda_0[1 - \{1 - F(x)\}^{\alpha_0}]^{2\beta_0} \\
TE_2(F, \alpha_0, \beta_0, \lambda_0, \alpha_1, \beta_1, \lambda_1) : \quad F_2(x) &= (1 + \lambda_1)[1 - \{1 - F_1(x)\}^{\alpha_1}]^{\beta_1} \\
&\quad - \lambda_1[1 - \{1 - F_1(x)\}^{\alpha_1}]^{2\beta_1} \\
TE_3(F, \alpha_0, \beta_0, \lambda_0, \alpha_1, \beta_1, \lambda_1, \alpha_2, \beta_2, \lambda_2) : \quad F_3(x) &= (1 + \lambda_2)[1 - \{1 - F(x)\}^{\alpha_2}]^{\beta_2} \\
&\quad - \lambda_2[1 - \{1 - F(x)\}^{\alpha_2}]^{2\beta_2} \\
&\quad \dots \\
TE_n(F, \alpha_0, \beta_0, \lambda_0, \dots, \alpha_{n-1}, \beta_{n-1}, \lambda_{n-1}) : \quad F_n(x) &= (1 + \lambda_{n-1})[1 - \{1 - F_{n-1}(x)\}^{\alpha_{n-1}}]^{\beta_{n-1}} - \\
&\quad - \lambda_{n-1}[1 - \{1 - F_{n-1}(x)\}^{\alpha_{n-1}}]^{2\beta_{n-1}} \tag{2.5}
\end{aligned}$$

unde $\alpha_i > 0$, $\beta_i > 0$ și $|\lambda_i| \leq 1$, $\forall i = \overline{0, n-1}$.

Notăm cu $TE_1(F, \alpha_0, \beta_0, \lambda_0)$ repartiția care are F_1 ca funcție de repartiție și parametrii α_0 , β_0 , λ_0 , cu $TE_2(F, \alpha_0, \beta_0, \lambda_0, \alpha_1, \beta_1, \lambda_1)$ repartiția care are F_2 ca funcție de repartiție și parametrii $\alpha_0, \beta_0, \lambda_0, \alpha_1, \beta_1, \lambda_1$, și așa mai departe, notăm cu

$TE_n(F, \alpha_0, \beta_0, \lambda_0, \dots, \alpha_{n-1}, \beta_{n-1}, \lambda_{n-1})$ repartiția care are F_n ca funcție de repartiție și parametrii $\alpha_0, \beta_0, \lambda_0, \dots, \alpha_{n-1}, \beta_{n-1}, \lambda_{n-1}$. Pentru $n = 1$ obținem clasa de repartiții transmutate exponențializate introdusă în 2015 de către Yousof et al. [177]. Pentru modelele TE_n determinăm funcția cuantilă și repartițiile asimptotice ale statisticilor de ordine. De asemenea, discutăm ordinea stocastică a acestora.

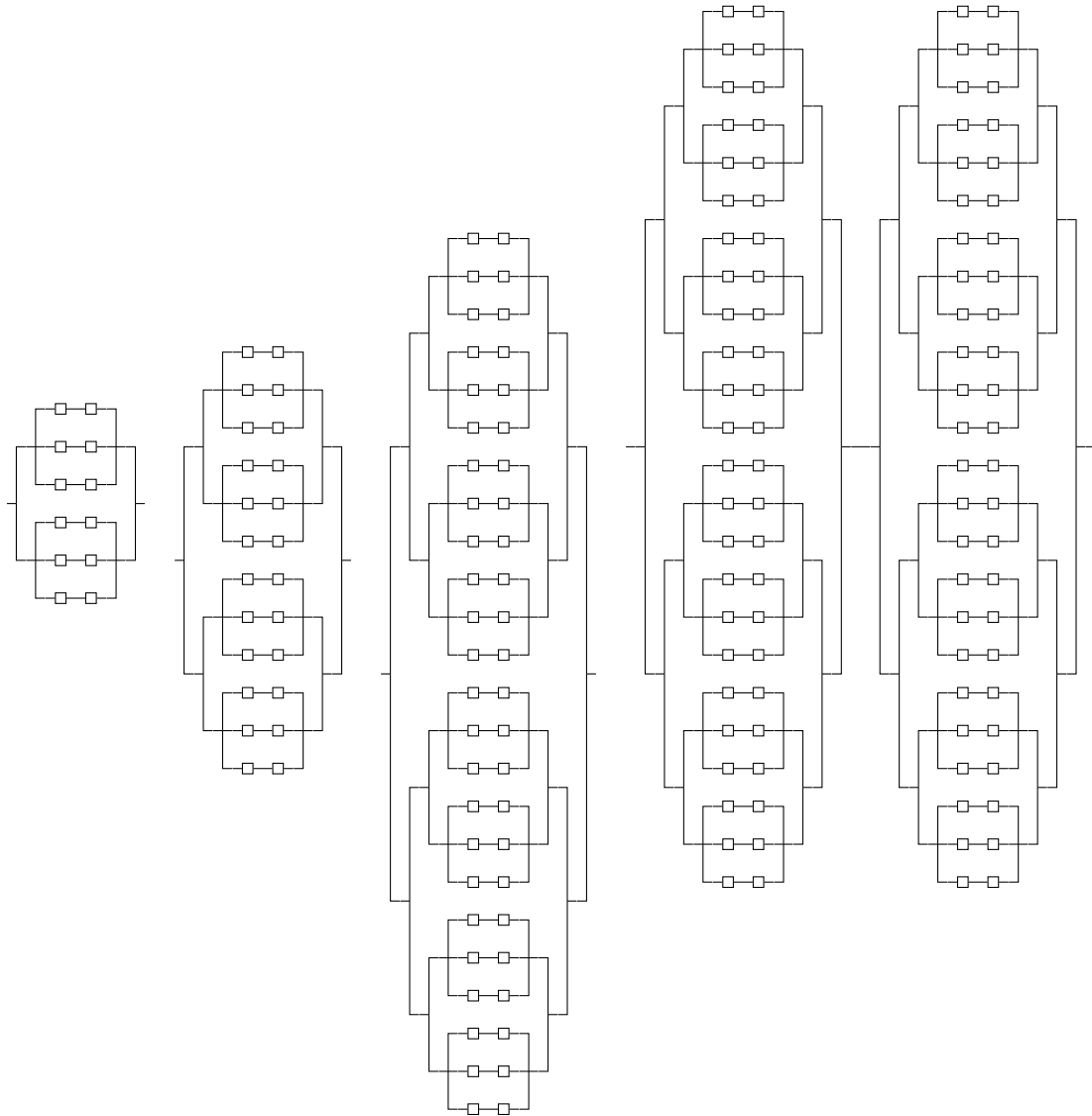


FIGURA 2.3.1: $TE_1(F, 2, 3, 1)$, $TE_2(F, 2, 3, 1, 1, 2, 0)$, $TE_2(F, 2, 3, 1, 1, 2, 1)$ și $TE_3(F, 2, 3, 1, 1, 2, 1, 1, 2, -1)$

2.3.1 Motivație și interpretare

Deoarece repartițiile TE_n sunt obținute aplicând atât metoda de transmutare de ordin n cât și metoda de exponențializare de ordin n , iar aceste modele reprezintă sisteme complexe și de mari dimensiuni paralel-serie/serie-paralel, și aceste repartiții pot modela sisteme complexe de acest tip. În Figura 2.3.1, am afișat câteva sisteme care pot fi modelate folosind repartițiile TE_n . Pătratul gol reprezintă o componentă a sistemului care are ca funcție de repartiție F .

Capitolul 3

Clasa de repartiții q -log Tsallis

În acest capitol, introducem o nouă clasă de modele bazate pe q -logaritmul Tsallis care are proprietăți interesante referitoare la funcțiile ratelor de hazard și durata de viață reziduală medie. Considerând q -logaritmul Tsallis, această nouă clasă de repartiții, modelele q -log-locăție-scală, pe scurt repartițiile qLLS, are proprietăți utile în studii de fiabilitate și de supraviețuire.

Noțiunile de α -log-convexitate și log-convexitate- β care extind noțiunile de log-convexitate și log-concavitare sunt introduse. Câteva submodele ale modelelor qLLS sunt discutate presupunând că repartițiile de bază locăție-scală au densități log-concave, log-convexe, α -log-convexe sau log-convexe- β , rezultând în ceea ce numim modele q -log-locăție-scală-log-concave (qLLSLC), modele q -log-locăție-scală-log-convexe (qLLSLC), modele q -log-locăție-scală- α -log-convexe (α -qLLSLV) și modele q -log-locăție-scală-log-convexe- β (qLLSLV- β). Analiza noastră principală se concentrează pe log-concavitarea și log-convexitatea modelelor qLLS. Modelele qLLSLC au ca submodele repartițiile log-locăție-scală-log-concave (LLSLC) [74]. Repartițiile LLSLC au proprietăți și aplicații interesante. Recent, Gigliarano et al. (2017) [67] au utilizat clasa de repartiții log-locăție-scală în modelarea diferitelor tendințe ale mediei și concentrației timpilor de supraviețuire.

În cele ce urmează vom arăta că rata de hazard a repartițiilor qLLSLC poate fi crescătoare, descrescătoare, unimodală sau de formă cadă depinzând de valorile parametrului q al logaritmului Tsallis. Pentru funcția duratei de viață reziduală medie corespunzătoare obținem margini superioare și inferioare. De asemenea, considerăm și discutăm log-concavitarea funcțiilor de densitate ale modelelor propuse.

3.1 Repartiții q -log-locăție-scală

Clasa de repartiții locăție-scală este definită de următoarele funcții de repartiție și densitate, respectiv

$$F_L(x; \mu, \sigma, w) = F\left(\frac{x - \mu}{\sigma}; w\right), \quad f_L(x; \mu, \sigma, w) = \frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x - \mu}{\sigma}; w\right), \quad x \in \mathbb{R} \quad (3.1)$$

unde $\mu \in \mathbb{R}$ este parametrul de locație, $\sigma > 0$ este parametru de mărime și w (posibil un vector) reprezintă parametrul asociat densității de bază f . Pentru definirea modelelor q LLS avem nevoie de repartițiile locație-scală trunchiate.

Clasa de repartiții locație-scală trunchiate este definită de următoarele funcții de repartiție și densitate, respectiv

$$F_T(x; k, \mu, \sigma, w) = kF\left(\frac{x - \mu}{\sigma}; w\right), \quad f_T(x; k, \mu, \sigma, w) = \frac{k}{\sigma} f\left(\frac{x - \mu}{\sigma}; w\right), \quad x \in (a, b) \quad (3.2)$$

unde $k > 0$ este parametrul de trunchiere care se obține din $\int_a^b f_T(x) dx = 1$, iar (a, b) este intervalul de trunchiere, $a, b \in \mathbb{R}$. Fie X o variabilă aleatoare având funcția de densitate f_T și funcția de repartiție F_T de forma (3.2).

Repartițiile q -log-locație-scală (q LLS) sunt definite utilizând logaritmul Tsallis, aplicând transformarea $X = \log_q^T(Y)$, $Y = e_q(X)$ unde

$$\log_q^T(x) = \begin{cases} \log(x), & \text{if } x > 0 \text{ și } q = 1 \\ \frac{x^{q-1} - 1}{q-1}, & \text{if } x > 0 \text{ și } q \neq 1 \end{cases}$$

q este un parametru real, iar $e_q(x)$ este funcția exponențială Tsallis corespunzătoare lui \log_q^T

$$e_q(x) = \begin{cases} \exp(x), & \text{if } q = 1 \\ [1 + (q-1)x]^{1/(q-1)}, & \text{if } q \neq 1 \text{ și } 1 + (q-1)x > 0 \\ 0^{1/(q-1)}, & \text{if } q \neq 1 \text{ și } 1 + (q-1)x \leq 0 \end{cases} \quad (3.3)$$

Funcțiile de densitate, de repartiție, de supraviețuire și rata de hazard ale lui Y , notate cu g , G , \bar{G} și h_G sunt definite în felul următor

$$g(y; \theta, \lambda, q, w) = \frac{k\lambda}{\theta} \left(\frac{y}{\theta}\right)^{q-2} f\left(\lambda \frac{\left(\frac{y}{\theta}\right)^{q-1} - 1}{q-1}; w\right), \quad y > 0$$

$$G(y; \theta, \lambda, q, w) = kF\left(\lambda \frac{\left(\frac{y}{\theta}\right)^{q-1} - 1}{q-1}; w\right), \quad y > 0$$

$$\bar{G}(y; \theta, \lambda, q, w) = k\bar{F}\left(\lambda \frac{\left(\frac{y}{\theta}\right)^{q-1} - 1}{q-1}; w\right) + 1 - k, \quad y > 0$$

$$\begin{aligned}
h_G(y; \theta, \lambda, q, w) &= \frac{\lambda}{\theta} \left(\frac{y}{\theta}\right)^{q-2} h_F\left(\lambda \frac{\left(\frac{y}{\theta}\right)^{q-1} - 1}{q-1}; w\right) \\
&\times \frac{k \bar{F}\left(\lambda \frac{\left(\frac{y}{\theta}\right)^{q-1} - 1}{q-1}; w\right)}{k \bar{F}\left(\lambda \frac{\left(\frac{y}{\theta}\right)^{q-1} - 1}{q-1}; w\right) + 1 - k} \quad y > 0
\end{aligned} \tag{3.4}$$

unde $\theta > 0$ și $\lambda > 0$ sunt reparametrizări ale lui μ și σ , respectiv, iar h_F este rata de hazard corespunzătoare funcției de repartiție F .

Domaniul de definiție al repartiției de bază definită prin funcțiile de repartiție și de densitate, F și f , respectiv, pentru modelele qLLS este diferit în funcție de valorile parametrului q . Astfel, în anumite cazuri, repartiția de bază aleasă este trunchiată, adică $k \neq 1$. Acest lucru este necesar ca funcția G să fie o funcție de repartiție.

Capitolul 4

Comparații de modele și submodele

În acest capitol, comparăm câteva modele și submodele ale claselor de repartiții T_n utilizând analiza datelor. Criteriile de comparație folosite sunt criteriul informațional Akaike (AIC) și criteriul informațional Bayesian (BIC). Modelul cu cel mai mic AIC și/sau BIC este ales ca fiind cel mai potrivit dintre cele testate pentru a modela setul de date analizat din punctul de vedere a criteriilor aplicate.

Analiza datelor

Analiza datelor se face asupra a șapte seturi de date reale, folosind ca repartiție de bază pentru modelele T_n , repartițiile exponențială, exponențializată exponențială, general exponențializată exponențială, Pareto, Weibull, Birnbaum Saunders și exponențializată Birnbaum Saunders. Rezultatele obținute ne arată că modelele T_n sunt potrivite pentru a modela seturi de date în multe cazuri. Parametrii repartițiilor sunt estimați folosind funcția *mledist()* din R.

Capitolul 5

Clase de repartiții Transmutate-G

În acest capitol, studiem câteva proprietăți ale clasei de repartiții general transmutate-G [126] și de asemenea introducem noi clase de repartiții care au la bază această metodă de construcție de noi repartiții pe care le vom nota cu $GT.T_n$. Modelele $GT.T_n$ reprezintă sisteme serie-paralel/paralel-serie complexe și de mari dimensiuni, complexitatea acestor sisteme fiind mai mare decât a sistemelor reprezentate de modelele T_n , E_n și TE_n . Clasa sistemelor modelate de repartițiile $GT.T_n$ include toate sistemele reprezentate de repartițiile T_n și o parte din sistemele reprezentate de repartițiile E_n și TE_n . Pentru toate aceste clase de repartiții, obținem repartițiile asimptotice ale statisticilor de ordine și discutăm ordinea stocastică.

Clasa de repartiții general transmutate-G ($GT.G$), introdusă de Nofal et al. (2017) [107, 126], este definită de următoarea funcție de repartiție

$$F_{GT.T}(x; \lambda, a, b, \varphi) = F_{GT.T}(x) = G(x; \varphi)^a \left[(1 + \lambda) - \lambda G(x; \varphi)^b \right] \quad (5.1)$$

unde funcția de densitate corespunzătoare este

$$f_{GT.T}(x; \lambda, a, b, \varphi) = f_{GT.T}(x) = g(x; \varphi) G(x; \varphi)^{a-1} \left[a(1 + \lambda) - \lambda(a + b) G(x; \varphi)^b \right] \quad (5.2)$$

cu a, b, λ sunt parametri reali, $|\lambda| \leq 1$; $a > 0$, $b > 0$ pentru $-1 \leq \lambda \leq 0$, iar pentru $0 \leq \lambda \leq 1$ avem $a + b > 0$, $a \geq b$; λ este parametrul de transmutare, iar $G(x; \varphi) = G(x)$ și $g(x; \varphi) = g(x)$ reprezintă funcțiile de repartiție și de densitate ale repartiției de bază de parametru φ (posibil un vector).

5.1 Clase de repartiții $GT.T$ de ordin n ($GT.T_n$)

Fie F o funcție de repartiție continuă cu densitatea corespunzătoare f . Fie

$$\begin{aligned}
GT.T_1(F, a_0, b_0, \lambda_0) : \quad & F_1(x) = F(x)^{a_0} [1 + \lambda_0 - \lambda_0 F(x)^{b_0}] \\
GT.T_2(F, a_0, b_0, \lambda_0, a_1, b_1, \lambda_1) : \quad & F_2(x) = F_1(x)^{a_1} [1 + \lambda_1 - \lambda_1 F_1(x)^{b_1}] \\
GT.T_3(F, a_0, b_0, \lambda_0, a_1, b_1, \lambda_1, a_2, b_2, \lambda_2) : \quad & F_3(x) = F_2(x)^{a_2} [1 + \lambda_2 - \lambda_2 F_2(x)^{b_2}] \\
\dots & \\
GT.T_n(F, a_0, b_0, \lambda_0, \dots, a_{n-1}, b_{n-1}, \lambda_{n-1}) : \quad & F_n(x) = F_{n-1}(x)^{a_{n-1}} [1 + \lambda_{n-1} - \lambda_{n-1} F_{n-1}(x)^{b_{n-1}}]
\end{aligned} \tag{5.3}$$

cu densitățile corespunzătoare

$$\begin{aligned}
f_1(x) &= f(x) F(x)^{a_0-1} \left[a_0(1 + \lambda_0) - \lambda_0(a_0 + b_0) F(x)^{b_0} \right] \\
f_2(x) &= f_1(x) F_1(x)^{a_1-1} \left[a_1(1 + \lambda_1) - \lambda_1(a_1 + b_1) F_1(x)^{b_1} \right] \\
f_3(x) &= f_2(x) F_2(x)^{a_2-1} \left[a_2(1 + \lambda_2) - \lambda_2(a_2 + b_2) F_2(x)^{b_2} \right] \\
\dots & \\
f_n(x) &= f_{n-1}(x) F_{n-1}(x)^{a_{n-1}-1} \left[a_{n-1}(1 + \lambda_{n-1}) - \lambda_{n-1}(a_{n-1} + b_{n-1}) F_{n-1}(x)^{b_{n-1}} \right]
\end{aligned} \tag{5.4}$$

unde $a_i, b_i, |\lambda_i| \leq 1$ sunt parametrii reali; $a_i > 0, b_i > 0$ pentru $-1 \leq \lambda_i \leq 0$, iar pentru $0 \leq \lambda_i \leq 1$ avem că $a_i + b_i > 0, a_i \geq b_i, i = \overline{0, n-1}$.

Notăm cu $h_i(x) = \frac{f_i(x)}{\overline{F}_i(x)}$ ratele de hazard corespunzătoare, unde $\overline{F}_i(x) = 1 - F_i(x)$ sunt funcțiile de supraviețuire, $i = \overline{1, n}$. De asemenea, notăm cu $GT.T_1(F, a_0, b_0, \lambda_0)$ modelul statistic definit de funcția de repartiție F_1 având parametrii a_0, b_0 și λ_0 , cu $GT.T_2(F, a_0, b_0, \lambda_0, a_1, b_1, \lambda_1)$ modelul definit de funcția de repartiție F_2 având parametrii $a_0, b_0, \lambda_0, a_1, b_1, \lambda_1$, și așa mai departe, notăm cu $GT.T_n(F, a_0, b_0, \lambda_0, \dots, a_{n-1}, b_{n-1}, \lambda_{n-1})$ modelul definit de funcția de repartiție F_n având parametrii $a_0, b_0, \lambda_0, \dots, a_{n-1}, b_{n-1}, \lambda_{n-1}$.

5.1.1 Motivație și interpretare

Modelele $GT.T_n$, precum modelele T_n, E_n și TE_n , pot de asemenea reprezenta sisteme complexe și de mari dimensiuni serie-paralel/paralel-serie și k -din- m . Pentru $a_i = b_i = 1, \forall i = \overline{0, n-1}$, obținem repartițiile transmutate de ordin n . Pentru $b_0 = 1, \lambda_0 = 1$ și a_0 număr natural, F_1 reprezintă durata de viață a unui sistem format din a_0 componente independente în serie: $a_0 - 1$ componente independente având ca funcție de repartiție pe F , iar ultima componentă este un subsistem paralel cu două componente independente, fiecare componentă având F ca funcție de repartiție. Pentru

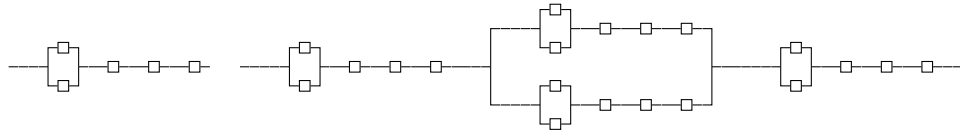


FIGURA 5.1.1: $GT.T_1(F, 4, 1, 1)$ și $GT.T_2(F, 4, 1, 1, 3, 1, 1)$

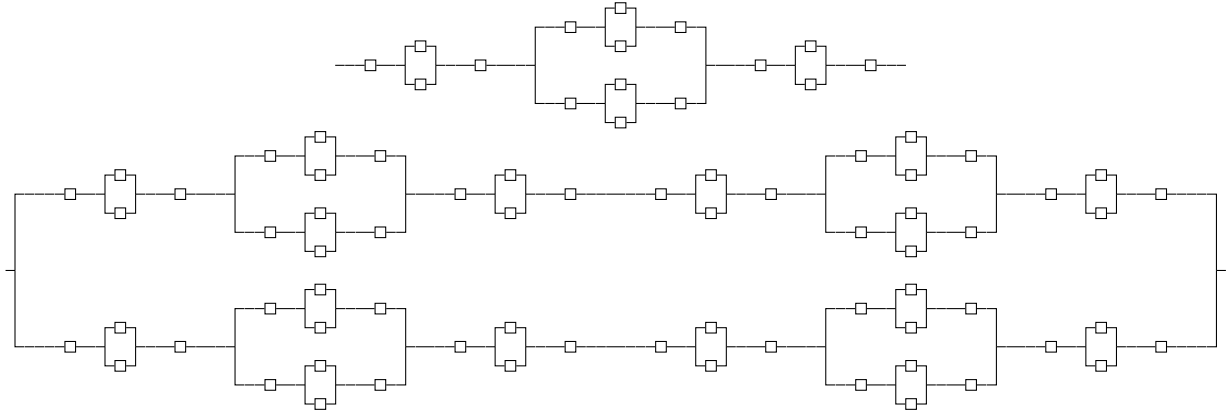


FIGURA 5.1.2: $GT.T_2(F, 3, 1, 1, 3, 1, 1)$ și $GT.T_4(F, 3, 1, 1, 3, 1, 1, 1, 2, -1, 1, 1, 1)$

$\lambda_0 = -1$ și a_0, b_0 numere naturale, F_1 reprezintă durata de viață a unui sistem serie cu $a_0 + b_0$ componente independente identic repartizate având funcția de repartiție F . Pentru $a_0 = b_0$, a_0, b_0 numere naturale și $\lambda_0 = -1$, F_1 reprezintă durata de viață a unui sistem serie cu $2a_0$ componente independente identic repartizate cu funcția de repartiție F . Pentru $a_0 = b_0$, a_0, b_0 numere naturale și $\lambda_0 = 1$, F_1 reprezintă durata de viață a unui sistem paralel cu a_0 componente independente identic repartizate cu funcția de repartiție F . Pentru $a_0 = b_0 = 1$ și $\lambda_0 = 1$, F_1 reprezintă durata de viață a unui sistem paralel cu două componente independente identic repartizate cu funcția de repartiție F . În Figurele 5.1.1 și 5.1.2, am afișat câteva tipuri de sisteme care pot fi modelate de repartițiile $GT.T_n$. Pătratul gol reprezintă o componentă a unui sistem care are F ca funcție de repartiție.

Capitolul 6

Concluzii și direcții viitoare de cercetare

În această teză, am introdus și studiat diferite clase de repartiții, toate propuse pentru studii de fiabilitate. Acestea sunt

- (i) clasa de repartiții general exponențializate transmutate (GET)
- (ii) clasa de repartiții transmutate de ordin n (T_n)
- (iii) clasa de repartiții exponențializate de ordin n (E_n)
- (iv) clasa de repartiții transmutate exponențializate de ordin n (TE_n)
- (v) clasa de repartiții q-log-locație-scală (qLLS) cu următoarele subclase
 - clasa de repartiții q-log-locație-scală-log-concave ($qLLSLC$)
 - clasa de repartiții q-log-locație-scală-log-convexe ($qLLSLV$)
 - clasa de repartiții α -q-log-locație-scală-log-convexe ($\alpha - qLLSLC$)
 - clasa de repartiții q-log-locație-scală- β -log-convexe ($qLLSLC - \beta$)
- (vi) clasa de repartiții transmutate-G de ordin n , $GT.T_n$

Aceste clase de repartiții, cu excepția modelelor qLLS, modelează sisteme complexe și de mari dimensiuni serie-paralel sau paralel-serie. Pentru toate aceste modele statistice, am studiat ordinea raport de verosimilitate care are multe implicații. De asemenea, am discutat proprietăți referitoare la repartițiile asimptotice ale statisticilor de ordine. Chiar dacă multe dintre aceste modele statistice au mulți parametri cu cât n crește, acest lucru nu este neapărat o problemă în cazul modelării sistemelor serie-paralel/paralel-serie. Luând valori inițiale pentru acei parametri care ne dau structura sistemului, ne rămân doar acei parametri ai repartiției de bază de estimat.

Noi direcții de cercetare

Domenii importante în industrie sunt fiabilitatea, mentenanța și optimizarea costurilor sistemelor [19, 20, 22, 23, 85]. Noile direcții de cercetare propuse sunt

- (i) Studiarea de noi proprietăți și dezvoltarea de aplicații pentru modelele T_n , E_n , TE_n și $GT.T_n$.
- (ii) Introducerea și studiarea numeroaselor submodele generate de noile clase de repartiție discutate.
- (iii) Studiarea formelor ratelor de hazard, ratelor de hazard inverse, duratelor de viață reziduală medie ale noilor modele.
- (iv) Analiză bayesiană pentru repartițiile T_n , E_n , TE_n și $GT.T_n$, cât și simulări Monte Carlo.
- (v) Studiul modelelor de stres-rezistență folosind aceste modele și submodele
- (vi) Studiul sistemelor complexe și de mari dimensiuni series-paralel/paralel-serie și aplicații ale lor, în contextul acestor noi modele statistice.
- (vii) Dezvoltarea de aplicații cum ar fi
 - modele de mentenanță a sistemelor
 - modele de optimizare a costurilor sistemelor
 - strategii de optimizare a fiabilității sistemelor redundante.
- (viii) Dezvoltarea de aplicații și aprofundarea noțiunilor de α -log-convexitate și log-convexitate- β .

Bibliografie selectivă

- [1] ABD EL HADY N.E. (2014) Exponentiated Transmuted Weibull Distribution: A Generalization of the Weibull distribution, *International Journal of Mathematical, Computational, Physical and Computer Engineering*, **8**(6)
- [2] ABE S., SUZUKI N. (2003) Iteration of the Internet over nonequilibrium stationary states in Tsallis statistics, *Physical review E*, **67**(1), 016106
- [3] ABE S., SUZUKI N. (2003). Law for the distance between successive earthquakes, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **108**(B2)
- [4] ABE S. OKAMOTO Y. (EDS.(2001) Nonextensive Statistical Mechanics and Its Applications, Springer, Berlin
- [5] AFIFY A. Z., NOFAL Z.M., YOUSOF H.M., EL GEBALY Y. M. and BUTT N.S. (2015) The Transmuted Weibull Lomax Distribution: Properties and Application, *Pakistan Journal of Statistics and Operation Research*, **11**(1), 135-152
- [6] ALMALKI S. J. and YUAN J. (2013) A new modified Weibull distribution, *Reliability Engineering and System Safety*, **111**, 164-170
- [7] ARNOLD B.C., BALAKRISHNAN N. and NAGARAJA H.N.. (1992) A First Course in Order Statistics, *John Wiley & Sons, New York*
- [8] ARYALL G.R. and TSOKOS C.P. (2011). Transmuted Weibull distribution: A generalization of the Weibull probability distribution, *European Journal of Pure and Applied Mathematics*, **4**(2), 89–102.
- [9] AFIFY Z. A., NOFAL Z.M. and ABD EL HADI N. (2015) Exponentiated Transmuted Generalized Rayleigh Distribution: A New Four Parameter Rayleigh Distribution, *Pakistan Journal of Statistics and Operation Research*, **11**(1), 115-134
- [10] AKGUL F., FRANGOPOL DM (2004), Computational platform for predicting lifetime system reliability profites for different structure types in a network, *Journal of Computing in Civil Engineering*, **18**(2), 92-104
- [11] AL- HUSSAINI E.K. and HUSSEIN M. (2011) Estimation Using Censored Data from Exponentiated Burr Type XII Population, *American Open Journal of Statistics*, **1**(02), 33-45
- [12] AN M.Y. (1998) Logconcavity versus Logconvexity: A Complete Characterization, *Journal of Economic theory*, **80**, 350-369
- [13] ARYALL G.R. (2013) Transmuted log-logistic distribution, *J. Stat. Appl. Pro.*, **2**(1), 11-20
- [14] ASHOUR S.K. and ELTEHTWY M. A. (2013) Transmuted Lomax Distribution, *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, **1**(6), 121-127

- [15] ASHOUR S.K. și ELTEHIWY M.A. (2015) Exponentiated power Lindley distribution, *Journal of Advanced Research, Cairo University*, **6**(6), 895-905
- [16] ALMALKI S. J. and NADARAJAH S. (2014) Modifications of the Weibull distribution: A review, *Reliability Engineering and System Safety*, **124**, 32-55
- [17] BALAKRISHNAN N., HAIDARI A., MASOUMIFARD K. (2015) Stochastic Comparisons of Series and Parallel Systems With Generalized Exponential Components, *IEEE Transactions on Reliability*, **64**(1)
- [18] BAPAT R.B. and KOCHAR S.C. (1994) On Likelihood-Ratio Ordering of Order Statistics, *Linear Algebra and its Applications*, **199**(1), 281-291
- [19] BARLOW R.E., PROSCHAN F. and HUNTER L.C. (1965) *Mathematical Theory of Reliability*, John Wiley & Sons, Inc., New York
- [20] BARLOW, R.E. and PROSCHAN F. (1975) *Statistical Theory of Reliability and Life-Testing: Reliability Models*, Holt, Rinehart & Winston, New York
- [21] BARONE G., FRANGOPOL D.M., SOLIMAN M. (2014) Optimization of life-cycle maintenance of deteriorating bridges with respect to expected annual system failure rate and expected cumulative cost, *Journal of Structural Engineering*, **140**(2), 04013043
- [22] BĂNCESCU I. (2015) A maintenance model with a quasi generalized Lindley distribution, *19th European Young Statisticians Meeting, Prague, The Czech Republic 31 August-4 September 2015*
- [23] BĂNCESCU I. (2015) Maintenance model using Lindley type distributions, *A 18-a Conferință a Societății de Probabilități și Statistică 8th of May 2015, Bucharest, Romania*
- [24] BĂNCESCU I. (2015) Transmuted exponentiated exponential distribution vs exponentiated transmuted exponential. A comparison using data analysis, *The 12th Balkan Conference on Operational Research BALCOR 2015, Constanța, Romania*
- [25] BĂNCESCU I. Comparing the expected system lifetimes of k-out-of-m systems using transmuted-G distributions, *Proceedings of the Romanian Academy- lucrare acceptată*
- [26] BĂNCESCU I. (2018) Some classes of statistical distributions. Properties and Applications, *Analele Științifice ale Universității din Constanța*, volumul XXVI, fascicula 1
- [27] BĂNCESCU I. q-log-distributions. Log-concavity and Log-convexity- lucrare acceptată la *The European Physical Journal Plus*
- [28] BĂNCESCU I., Exponentiated distributions of order n and serie-parallel systems, trimis spre publicare la *Journal of Applied Statistics*
- [29] BĂNCESCU I., Modelling serie-parallel systems. Inference and Applications, trimis spre publicare la *SORT-Statistics and Operations Research Transactions*
- [30] BRIGGS K., BECK C. (2007) Modelling train delays with q-exponential functions, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **378**(2), 498-504
- [31] BROMILEY P. A., THACKER N. A., BOUHOVA-THACKER E. (2004). Shannon entropy, Renyi entropy, and information, *Statistics and Inf. Series* (2004-004).
- [32] BURRELL Q.L. (2005) Symmetry and Other Transformation of Lorenz/Leimkuhler Representations of Informetric Data, *Information Processing and Management*, **41**, 1317-1329
- [33] BORGES E.P. (1998). On a q-generalization of circular and hyperbolic functions, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **31**, 5281-5288

- [34] BORZADARAN G.R.M. and BORZADARAN H.A.M. (2011). Log-concavity property for some well-known distributions, *Surveys in Mathematics and its Applications*, **6**, 203-219.
- [35] BOLAND P. J., EL-NEWEIHI E., PROSCHAN F. (1992) Stochastic order for redundancy allocation in series and parallel systems, *Advances in Applied Probability*, **24**, 161-171
- [36] BROUERS F., SOTOLONGO-COSTA O. (2006). Generalized fractal kinetics in complex systems (application to biophysics and biotechnology), *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **368**(1), 165-175
- [37] CARUSO F., PLUCHINO A., LATORA V., VINCIGUERRA S., RAPISARDA A. (2007) Analysis of self-organized criticality in the Olami-Feder-Christensen model and in real earthquakes, *Physical Review E*, **75**(5), 055101
- [38] CAJUEIRO D. O. (2006) A note on the relevance of the q-exponential function in the context of intertemporal choices, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **364**, 385-388
- [39] CASTILLO E. (2012). Extreme value theory in engineering. *Elsevier*
- [40] CASTILLO E., HADI A. S., BALAKRISHNAN N., SARABIA J. M. (2005) Extreme value and related models with applications in engineering and science, *Hoboken, NJ: Wiley*
- [41] CORDEIRO G. M., ORTEGA E. M. M. and DA CUNHA D. C. C. (2013) The Exponentiated Generalized Class of Distributions, *Journal of Data Science*, **11**, 1-27
- [42] CORDEIRO G. M., ALIZADEH M., ORTEGA E. M.M. (2014). The exponentiated half-logistic family of distributions: Properties and applications, *Journal of Probability and Statistics*
- [43] DA COSTA BUENO V., DO CARMO I. M. (2007) Active redundancy allocation for a k-out-of-n:F system of dependent components, *European Journal of Operational Research*, **176**, 1041-1051
- [44] DAROONEH A. H., DADASHINIA C. (2008) Analysis of the spatial and temporal distributions between successive earthquakes: Nonextensive statistical mechanics viewpoint, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **387**(14), 3647-3654
- [45] DUMITRESCU M., FLOREA D. and TUDOR C. (1983) Elemente de teoria probabilitatilor si statistica matematica, *Tipografia Universitatii Bucuresti*
- [46] DUMITRESCU M. and VRACIU C. (1979) Metode statistice de control al calitatii productiei. Controlul de receptie, *Tipografia Universitatii Bucuresti*
- [47] DUMITRESCU M. (2000) Bazele Matematice ale Monitorizarii Proceselor Industriale, *Editura Academiei Romane*
- [48] DUMITRESCU M. (1989) Curs de statistica matematica, *Tipografia Universitatii Bucuresti*
- [49] DENUIT M., DHAENE J., GOOVAERTS M.J. and KAAS R. (2005) Actuarial Theory for Dependent Risks, *John Wiley & Sons*
- [50] EBRAHIM A.S. (2016) Stochastic comparisons of redundancy allocation at component level versus systems level, Second Seminar on Reliability Theory and its Applications, 18-19 mai 2016
- [51] EECKHOUT J.(2004) Gibrat's law for (All) cities. *American Economics Review*, **94**(5), 1429-1451
- [52] ELBATAL J., DIAB L.S. and ABDUL ALIM N.A. (2013) Transmuted Generalized Linear Exponential Distribution, *International Journal of Computer Applications*, **83**(17)

- [53] ERDEMIR E., TANATAR B. (2003). q-Gaussian trial function in high density Bose-Einstein condensates, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **322**, 449-455
- [54] ESTES A. C. FRANGOPOL D. M. (2001) Bridge lifetime system reliability under multiple limit states, *Journal of bridge engineering*, **6**(6), 523-528
- [55] ESTE AC, FRANGOPOL DM (1999) Repair optimization of highway bridges using system reliability approach, *Journal of Structural Engineering*, **125**(7), 766-75
- [56] EXTON H. (1978) Handbook of Hypergeometric Integrals: Theory, Applications, Tables, Computer Programs, *Halsted Press, New York*
- [57] FA K. S., MENDES R. S., PEDREIRA P. R. B., LENZI E. K. (2001). q-Gaussian trial function and Bose-Einstein condensation, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **295**(1), 242-245
- [58] FINKELSTEIN M. (2008) Failure Rate Modelling for Reliability and Risk, Springer
- [59] GAO J., HU J., BUCKLEY T., WHITE K., HASS C. (2011). Shannon and Renyi entropies to classify effects of mild traumatic brain injury on postural sway, *PLoS One*, **6**(9), e24446
- [60] GELL-MANN M., TSALLIS C. (EDS.) (2004) Nonextensive Entropy - Interdisciplinary Applications, *Oxford University Press, New York*
- [61] GLASER R.E. (1980) Bathtub and related failure rate characterizations, *Journal of the American Statistical Association*, **75**, 667-672
- [62] GASTWIRTH J. L. (1972) The estimation of the Lorenz curve and Gini index, *The Review of Economics and Statistics*, **54**(3), 306-316
- [63] GEYER C. J. (2007) Stat 5102 Notes: Fisher Information and Confidence Intervals Using Maximum Likelihood
- [64] GHITANY M.E., AL-AWADHI F.A. and ALKHALFAN L.A. (2007) Marshall-Olkin Extended Lomax Distribution and Its Application to Censored Data, *Communication in Statistics- Theory and Methods*, **36**(10), 1855-1866
- [65] GHITANY M.E., AL-MUTAIRI D.K., AL-AWADHI F.A. and AL-BURAIIS M.M. (2012) Marshall-Olkin extended Lindley distribution and its application, *IJAM. International Journal of Applied Mathematics*, **25**(5)
- [66] GHITANY M.E. (2005) Marshall-Olkin extended Pareto distribution and its application, *IJAM. International Journal of Applied Mathematics*, **18**(1)
- [67] GIGLIARANO C., BASELLINI U., BONETTI M. (2017). Longevity and concentration in survival times: the log-scale-location family of failure time models, *Lifetime Data Analysis*, **23**, 254-274
- [68] GUPTA R. D. and KUNDU D. (1999) Generalized exponential distributions, *Australian and New Zealand Journal of Statistics*, **41**, 173-188
- [69] GUPTA R. D. and KUNDU D. (2001) Exponentiated exponential family: an alternative to gamma and Weibull, *Biometrical Journal*, **43**, 117-130
- [70] HASUMI T. (2009) Hypocenter interval statistics between successive earthquakes in the two-dimensional Burrridge-Knopoff model, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **388**(4), 477-482
- [71] HE B., CUI W. and DU X. (2016) An additive modified Weibull distribution, *Reliability Engineering and System Safety*, **145**, 28-37

- [72] HOSKING J.R., WALLIS J.R. and WOOD E.F. (1985) Estimation of the generalized extreme-value distribution by the method of probability-weighted moments, *Technometrics*, **27**(3), 251-261
- [73] JIANG Z. Q., CHEN W., ZHOU W. X. (2008) Scaling in the distribution of intertrade durations of Chinese stocks, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **387**(23), 5818-5825
- [74] JONES M.C. and A. NOUFAILY (2015) Log-location-scale-log-concave distributions for survival and reliability analysis, *Electronic Journal of Statistics*, **9**, 2732-2750
- [75] JOAG-DEV K., KOCHAR S. and PROSCHAN, F. (1995) A general composition theorem and its applications to certain partial orderings of distributions, *Statistics and Probability Letters*, **22**(2), 111-119.
- [76] KAIZOJI T. (2006) An interacting-agent model of financial markets from the viewpoint of non-extensive statistical mechanics, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **370**(1), 109-113
- [77] KAIZOJI T. (2004) Inflation and deflation in financial markets, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **343**, 662-668
- [78] KANG J., LEE H.S. (2008) Detection of sudden damages of structure by regularized autoregressive model using measured acceleration in *Bridge Maintenance, Safety, Management, Health Monitoring and Informatics - Koh şi Frangopol (eds)* 2008 Taylor and Francis Group, London
- [79] KCHOUK B., DUSSAULT J.P. (2013) The Chebyshev-Shamanskii Method for Solving Systems of Nonlinear Equations, *Journal of Optimization Theory and Applications*, **157**, 148-167
- [80] KHAN S.A. (2017). Exponentiated Weibull regression for time-to-event data, *Lifetime Data Analysis*, 1-27
- [81] KHAN M.S. şi KING R. (2013) Transmuted modified Weibull distribution: A generalization of the modified Weibull probability distribution, *European Journal of Pure and Applied Mathematics*, **6**(1), 66-88
- [82] KOTZ S. şi NADARAJAH S. (2000) Extreme Value Distribution: Theory and Applications, *Imperial College Press, London*
- [83] KOLOWROCKI K. (2014), Reliability of Large and Complex Systems, Second Edition, Springer
- [84] KRUGMAN P. (1996) The Self-Organizing Economy, *Blackwell Publishers Cambridge, Massachusetts*
- [85] LAI C.D. XIE M. (2006). *Stochastic ageing and dependence for reliability*, Springer
- [86] LANIADO H., LILLO R.E. (2014). Allocation policies of redundancies in two-parallelseries and two-series-parallel systems. *IEEE Transactions on Reliability*, **63**, 223-229
- [87] LAKE D. E. (2006). Rényi entropy measures of heart rate Gaussianity, *IEEE Transactions on Biomedical Engineering*, **53**(1), 21-27
- [88] LAWLESS J.F. (1982) Statistical Models and Methods for Lifetime Data, *John Wiley and Sons, New York*
- [89] LEADBETTER M.R., LINDGREN G. and ROOTZ'EN H. (1987) Extremes and Related Properties of Random Sequences and Processes, *Springer Verlag, New York*
- [90] LEE E.T. and WANG J.W. (2003) Statistical Methods for Survival Data Analysis (3rd ed.), *New York, Wiley*

- [91] LEMONTE A.J. and CORDEIRO G.M. (2011) An extended Lomax distribution, *Statistics*, 1-17
- [92] LEMONTE A.J. (2013) A new extension of the Birnbaum-Saunders distribution, *Brazilian Journal of Probability and Statistics* **27**(2), 133-149
- [93] LEVITIN G., XING L., BEN-HAIM H., DAI Y. (2013) Reliability of Series-Parallel Systems With Random Failure Propagation Time, *IEEE Transactions on Reliability*, **62**(3), 637-647
- [94] LEHMANN E. L. (1953) The power of rank tests, *Annals of Mathematical Statistics*, **24**, 23-43
- [95] LINDLEY D.V. Fiducial distributions and Bayes theorem, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* **20**, 102-107
- [96] LINDLEY D.V. (1965) Introduction to Probability and Statistics from a Bayesian Viewpoint, Part II: Inference, *Cambridge University Press, New York*
- [97] LI S., YANG F., FAMOYE F., LEE C., BLACK D. (2011). Quasi-negative binomial distribution: Properties and applications, *Computational Statistics & Data Analysis*, **55**(7), 2363-2371
- [98] LI W., WANG Q. A., NIVANEN L., LE MEHAUTE A. (2005). On different q-systems in non-extensive thermostatistics. *The European Physical Journal B-Condensed Matter and Complex Systems*, **48**(1), 95-100
- [99] LONGIN F. (ED.) (2016). Extreme Events in Finance: A Handbook of Extreme Value Theory and Its Applications. *John Wiley and Sons*
- [100] LUCENA S. E., SILVA A. H. A., CORDEIRO G. M. (2015) The Transmuted generalized gamma distribution: properties and application, *Journal of Data Science*, **13**(1), 187-206
- [101] LUCKSTEAD J., DEVADOSS S. (2014) A comparison of city size distributions for China and India from 1950 to 2010. *Economics Letters*, **124**(2), 290-295
- [102] LYRA M. L., COSTA U. M. S., COSTA FILHO R. N., ANDRADE JR. J. S. (2003) Generalized Zipf's law in proportional voting processes. *EPL (Europhysics Letters)*, **62**(1), 131
- [103] MARSHALL A. W. și OLKIN I. (1997) A new method for adding a parameter to a family of distributions with application to the exponential and Weibull families, *Biometrika*, **84**(3), 641-652
- [104] MARTÍNEZ-FLÓREZ G., BOLFARINE H. and GÓMEZ H.W. (2014) An alpha-power extension for the Birnbaum-Saunders distribution, *Statistics*, **48**(4), 896-912
- [105] MAUNSELL LTD (1999), Serviceable life of highway structures and their components, Final Report, Birmingham (UK): Highway Agency
- [106] MACGILLIVRAY H.L. (1986). Skewness and asymmetry: Measures and orderings, *Annals of Statistics*, **14**, 994-1011.
- [107] MANSOUR M. M. și MOHAMED S. M. (2015) A new generalized of transmuted Lindley distribution, *Applied Mathematical Sciences*, **9**(55), 2729-2748
- [108] MARSHALL A.W. și OLKIN I. (2007) Life distributions; Structure of Nonparametric, Semi-parametric, and Parametric Families, *Springer, New York*
- [109] MEROVCI F. (2013) Transmuted Rayleigh Distribution, *Austrian Journal of Statistics*, **42**(1), 21-31
- [110] MEROVCI F., ALIZADEH M., YOUSOF H. M., HAMEDANI G. G. (2017). The exponentiated transmuted-G family of distributions, *Theory and applications. Communications in Statistics-Theory and Methods*, 1-23

- [111] MEROVCI F. (2013) Transmuted exponentiated exponential distribution, *Mathematical Sciences And Applications E-Notes*, **1**(2), 112-122
- [112] MEROVCI F. și LLUKAN PUKA (2014) Transmuted Pareto distribution, *ProbStat Forum*, **7**, 1-11
- [113] MOREIRA D. A., ALBUQUERQUE E. L., DA SILVA L. R., GALVAO D. S. (2008). Low-temperature specific heat spectra considering nonextensive long-range correlated quasiperiodic DNA molecules. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **387**(22), 5477-5482
- [114] MURTHY D. P., XIE M., și JIANG R. (2004) Weibull models, *John Wiley and Sons*, **505**
- [115] MUSLEH R. M. și HELU A. (2014) Estimation of the inverse Weibull distribution based on progressively censored data: Comparative study, *Reliability Engineering and System Safety*, **131**, 216-227
- [116] NADAR M.O., FRANGOPOL DM (2010) Redundancy of structural systems with and without maintenance: An approach based on lifetime functions, *Reliability Engineering and System Safety*, **95**, 520-533
- [117] NADARAJAH S. și KOTZ S. (2006) The Exponentiated Type Distributions, *Acta Applicandae Mathematicae*, **92**(2), 97-111
- [118] NADARAJAH S. (2005) The exponentiated Gumbel distribution with climate application, *Environmetrics*, **17**, 13-23
- [119] NADARAJAH S. și GUPTA A. K. (2007) The exponentiated gamma distribution with application to drought data, *Calcutta Statistical Association Bulletin*, **59**, 29-54
- [120] NAKAMICHI A., MORIKAWA M. (2004). Is galaxy distribution non-extensive and non-Gaussian? *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **341**, 215-233
- [121] NAVARRO J. (2008) Likelihood ratio ordering of order statistics, mixtures and systems, *Statistical Planning and Inference*, **138**, 1242-1257
- [122] NAVARRO J. și M. SHAKED (2006) Hazard rate ordering of order statistics and systems, *Journal of Applied Probability*, **43**, 391-408
- [123] NICHOLS M.D. și PADGETT W.J. (2005). A bootstrap control chart for Weibull percentiles, *Quality and Reliability Engineering International*, **22**, 141-151.
- [124] NICOLIN A. I., CARRETERO-GONZÁLEZ R. (2008) Nonlinear dynamics of Bose-condensed gases by means of a q-Gaussian variational approach, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **387**(24), 6032-6044
- [125] NIVEN R. K. (2006) Q-exponential structure of arbitrary-order reaction kinetics, *Chemical Engineering Science*, **61**(11), 3785-3790
- [126] NOFAL Z.M., AFIFY A.Z., YOUSOF H.M. și CORDEIRO G.M. (2017) The generalized transmuted-G family of distributions. *Communications in Statistics- Theory and Methods*, **46**(8), 4119-4136
- [127] RÉNYI A. (1961). On measures of entropy and information. In Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, Volume 1: Contributions to the Theory of Statistics. The Regents of the University of California.
- [128] OGUNTUNDE P. E., ADEJUMO A. O. și BALOGUN O. S. (2014) Statistical Properties of the Exponentiated Generalized Inverted Exponential Distribution, *Applied Mathematics*, **4**(2), 47-55

- [129] PENG X., și YAN Z. (2014) Estimation and application for a new extended Weibull distribution, *Reliability Engineering and System Safety*, **121**, 34-42
- [130] PICOLI JR. S., MENDES R. S., MALACARNE L. C., SANTOS R. P. B. (2009) q-distributions in complex systems: a brief review, *Brazilian Journal of Physics*, **39**(2)
- [131] PICOLI S., MENDES R. S., MALACARNE L. C. (2003) q-exponential, Weibull, and q-Weibull distributions: an empirical analysis, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **324**(3), 678-688
- [132] PLASTINO A. R., PLASTINO A. (1995) Non-extensive statistical mechanics and generalized Fokker-Planck equation, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **222**(1-4), 347-354
- [133] POWEL M.J.D. (1994) A Direct Search Optimization Method that Models the Objective and Constraint Functions by linear interpolation, in *Advances in Optimization and Numerical Analysis*, S. Gomez, J.P. Hennart (eds.), 51-67, Kluwer Academic Publishers, London
- [134] PREDA V., BĂNCESCU I. (2016) A new family of distributions with a general generic distribution for reliability studies. Log-concavity and Application, *International Journal of Risk Theory, Alexandru Myller Publishing Iași*, **1**(6), 13-38
- [135] PRUDNIKOV A. P., BRYCHKOV Y. A. și MARICHEV O. I. (1986) Integrals and Series (vol. 1-3), *Breach Science, Amsterdam, Netherlands*
- [136] POLITI M., SCALAS E. (2008) Fitting the empirical distribution of intertrade durations, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **387**(8), 2025-2034
- [137] PODESTA T. S. V., ROSEMBACH T. V., DOS SANTOS A. A., MARTINS M. L. (2017) Anomalous diffusion and q-Weibull velocity distributions in epithelial cell migration, *PloS one*, **12**(7), e0180777
- [138] ROSS S.M. (1996) Stochastic Processes, *Wiley Series in Probability, John Wiley & Sons*
- [139] OIKONOMOU T., PROVATA A., TIRNAKLI U. (2008). Nonextensive statistical approach to non-coding human DNA. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **387**(11), 2653-2659
- [140] SABOOR A., KAMAL M. și AHMAD M. (2015) The transmuted exponential-Weibull distributions with applications, *Pakistan Journal of Statistics*, **31**(2), 229-250
- [141] SALEM H.M. (2014) The Exponentiated Lomax Distribution: Different Estimation Methods, *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, **2**(6), 364-368
- [142] SANHUEZA A., LEIVA V., BALAKRISHNAN N. (2008) The generalized Birnbaum-Saunders distribution and its theory, methodology, and application, *Communications in Statistics-Theory and Methods*, **37**(5), 645-670
- [143] SANTOS-NETO M., BOURGUIGNON M., ZEA L.M., NASCIMENTO A.D. și CORDEIRO G.M. (2014) The Marshall-Olkin extended Weibull family of distributions, *Journal of Statistical Distributions and Applications*, **1**(1)
- [144] SHAKED M. și SHANTHIKUMAR J.G. (2007) Stochastic Orders, *Springer Series in Statistics, Springer*
- [145] SHAW W. și BUCKLEY I. (2007) The alchemy of probability distributions: beyond Gram-Charlier expansions and a skew-kurtotic-normal distribution from a rank transmutation map, *arXiv preprint, arXiv, 0901.0434*

- [146] SARABIA J. M. (2008) Parametric Lorenz Curves: Models and Applications, *Chapter in "Modeling Income Distributions and Lorenz Curves", pp 167-190, Volume 5 of the series "Economic Studies in Equality, Social Exclusion and Well-Being"*
- [147] SHANNON C. E., WEAVER W. (1949). The mathematical theory of communications, *University Illinois Press*, Urbana
- [148] SHARMA J. R., ARORA H. (2017). Improved Newton-like methods for solving systems of nonlinear equations. *SeMA Journal*, **74**(2), 147-163
- [149] SHIMADA T., YUKAWA S., ITO N. (2003). Life-span of families in fossil data forms q-exponential distribution. *International Journal of Modern Physics C*, **14**(09), 1267-1271
- [150] SINGLA N., JAIN K. și SHARMA S. K. (2012) The beta generalized Weibull distribution: Properties and applications, *Reliability Engineering and System Safety*, **102**, 5-15
- [151] SINGH H., MISRA H. (1994). On redundancy allocation in systems, *Journal of Applied Probability*, **31**, 1004-1014
- [152] SOARES A. D., MOURA JR N. J., RIBEIRO M. B. (2016). Tsallis statistics in the income distribution of Brazil. *Chaos, Solitons & Fractals*, **88**, 158-171.
- [153] SUBRAHMANYAM M.B. (1989) An Extension of the simplex method to constrained nonlinear optimization, *Journal of Optimization Theory and Applications*, **62**(2), 311-319
- [154] TAKAHASHI T., OONO H., INOUE T., BOKU S., KAKO Y., KITAICHI Y., TANAKA T. (2011). Depressive patients are more impulsive and inconsistent in intertemporal choice behavior for monetary gain and loss than healthy subjects-An analysis based on Tsallis' statistics. *arXiv preprint arXiv:1111.6493*
- [155] TAKAHASHI T., OONO H., RADFORD M. H. (2008). Psychophysics of time perception and intertemporal choice models. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **387**(8), 2066-2074
- [156] TORRADO N., KOCHAR S. (2015) Stochastic Order Relations Among Parallel Systems from Weibull Distributions. *Journal of Applied Probability*, **52**(1), 102-116. doi:10.1017/S0001867800012222
- [157] TSALLIS C. (1994) What are the numbers that experiments provide?, *Quimica Nova*, 17:46
- [158] TSALLIS C., Possible generalization of the Boltzmann-Gibbs statistics, *Journal of Statistical Physics*, **52**, 479-487
- [159] TSALLIS C., ANTENEODO C., BORLAND L. și OSORIO R. (2003) Nonextensive statistical mechanics and economics, *Physica A-Statistical Mechanics and its Applications*, **324**(1-2), 89-100
- [160] TSALLIS C. (2009) Introduction to Nonextensive Statistical Mechanics, Approaching a Complex World, *Springer*
- [161] TSALLIS C., BUKMAN D. J. (1996). Anomalous diffusion in the presence of external forces: Exact time-dependent solutions and their thermostistical basis. *Physical Review E*, **54**(3), R2197
- [162] TSALLIS C., MENDES R.S. și PLASTINO A.R. (1998) The role of constraints within generalized nonextensive statistics, *Physica A-Statistical Mechanics and its Applications*, **261**(3-4), 534-554

- [163] UPADHYAYA A., RIEU J. P., GLAZIER J. A., SAWADA Y. (2001). Anomalous diffusion and non-Gaussian velocity distribution of Hydra cells in cellular aggregates, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **293**(3), 549-558
- [164] VALDES J.E., ZEQUEIRA R. (2006). On the optimal allocation of two redundancies in a two-component series system. *Operation Research Letter*, **34**, 49-52
- [165] VAHIDI A.R., JAYADI S.H., KHORASANI S.M. (2012) Solving system of nonlinear equations by restarted adomian's method, *Applied Mathematics and Computation*, **6**, 509-516
- [166] VOLINSKY C. T., RAFTERY A. E. (2000). Bayesian information criterion for censored survival models. *Biometrics*, **56**(1), 256-262
- [167] Walter M., Esch S., Limbourg P. (2009), A copula-based approach for dependability analyses of fault-tolerant systems with interdependent basic events, in *Safety, Reliability and Risk Analysis: Theory, Methods and Applications - Sebastián Martorell, C. Guedes Soares și Julie Barnett (eds) 2009 Taylor și Francis Group, Londra, pag. 1705*
- [168] WANG P. (2011) A third-order family of newton-like iteration methods for solving nonlinear equations, *Journal of Numerical Math. Stochast.*, **3**, 13-19
- [169] WEIBULL W. (1951) A statistical distribution function of wide applicability. *J Appl Mech* 1951, **18**, 293-7
- [170] WONG K.L. (1991) The physical basis for the roller-coaster hazard rate curve for electronics, *Quality and reliability engineering international*, **7**, 48-95
- [171] YAMADA H. S., IGUCHI K. (2008). q-exponential fitting for distributions of family names. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **387**(7), 1628-1636
- [172] YAMANO T. (2002) Some properties of q-logarithm and q-exponential functions in Tsallis statistics, *Physica A- Statistical Mechanics and its Applications*, **305**(3-4), 486-496
- [173] YAMRUBBOON D., BODHISUWAN W., PUDPROMMARAT C., SAOTHAYANUN L. (2017). The Negative Binomial-Sushila Distribution with Application in Count Data Analysis, *Thailand Statistician*, **15**(1), 69-77
- [174] YANG S. I. FRANGOPOL D. M. NEVES L. C. (2004) Service life prediction of structural systems using lifetime functions with emphasis on bridges, *Reliability Engineering & System Safety*, **86**(1), 39-51
- [175] YANG H.C., ALOUINI M.-S. (2011), Order Statistics in Wireless Communications Diversity, Adaptation, and Scheduling in MIMO and OFDM Systems, Cambridge Univerisity Press
- [176] YANG S.I., FRANGOPOL DM, NEYES LC (2006), Optimum maintenance strategy for deteriorating structures based on lifetime functions, *Engineering Structures*, **28**(2), 196-206
- [177] YOUSOF H. M., AFIFY A. Z., ALIZADEH M., BUTT N. S., HAMEDANI G. G., ALI M. M. (2015). The transmuted exponentiated generalized-G family of distributions, *Pakistan Journal of Statistics and Operation Research*, **11**(4)
- [178] ZHANG F., SHI Y., NG H. K.T., WANG R. (2016) Tsallis statistics in reliability analysis: Theory and methods *The European Physical Journal Plus*, **131**(10), 379
- [179] ZHAO P., CHAN P., NG H. K. T. (2012). Optimal allocation of redundancies in series systems. *European Journal of Operational Research*, **220**(3), 673-683