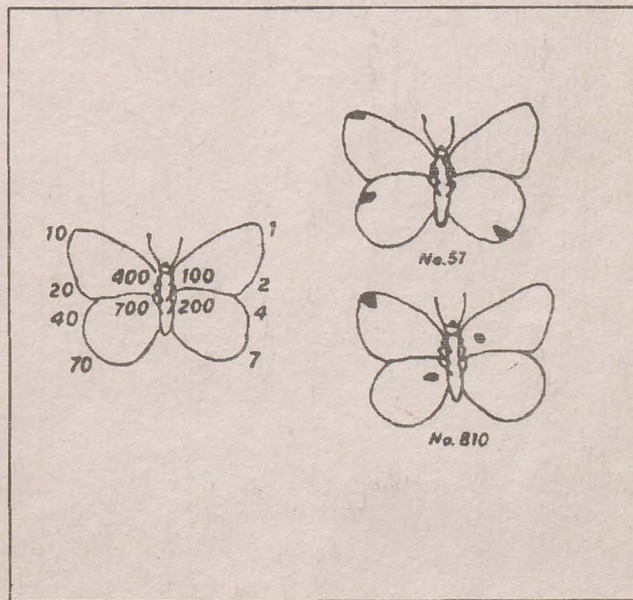


GETA RÎȘNOVEANU

METODE ȘI TEHNICI
ÎN ECOLOGIA
POPULAȚIEI



Editura Universității din București
– 1999 –



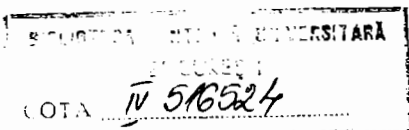
BIBLIOTECA CENTRALA
UNIVERSITARA
Bucuresti

Cota IV 616524
Inventar C2000 1096

GETA RÎȘNOVEANU

**METODE ȘI TEHNICI
ÎN ECOLOGIA
POPULAȚIEI**

**Editura Universității din București
– 1999 –**



171 / 02

Referenți științifici: **Prof. dr. Irina Teodorescu**
Prof. dr. Angheluță Vădineanu

© Editura Universității din București
Șos. Panduri 90-92, București - 76235; Tel./Fax: 410.23.84

B.C.U. București



C20001096

Descrierea CIP a Bibliotecii Naționale

RÎȘNOVEANU, GETA

Metode și tehnici în ecologia populației / Geta

Rîșnoveanu . - București, Editura Universității din

București, 1999

152 p.; 28 cm.

Bibliogr.

ISBN 973-575-408-8

574

Fiului meu,

Radu

PREFAȚĂ

Studiul populațiilor de pe poziția metodei și concepției sistemice, în vederea caracterizării dinamicii și a rolului lor în cadrul ecosistemelor integratoare, reprezintă o problemă prioritară a cercetării în ecologie. Aceasta deoarece înțelegerea și cuantificarea proceselor de nivel populațional și ecosistemic condiționează succesul abordării problemelor de nivel regional și global.

Deși este unanim acceptat faptul că cercetarea la nivel populațional alimentează baza de cunoștințe care fundamentează sistemul suport de asistare a deciziilor de ordin managerial pentru conservarea capitalului natural și dezvoltare durabilă, un număr limitat de lucrări abordează metodologia specifică studiului acestor sisteme. Pornind de la această constatare precum și de la necesitatea de a oferi studenților un material bibliografic adecvat, lucrarea de față prezintă, într-o manieră sintetică, unificatoare, concepte și principii de bază ale metodelor și tehnicilor folosite în studiul populațiilor naturale. Ea reprezintă rezultatul unui proces de evaluare, analiză critică și sinteză a unei game foarte largi de metode și tehnici folosite în studiul populațiilor naturale, analiză efectuată de pe poziția concepției și metodei sistemice.

Deoarece există o multitudine de metode, diferențiate în funcție de tipul populației, de condițiile particulare ale biotopului, de scopul urmărit, cartea nu își propune o prezentare detaliată a acestora ci doar o trecere în revistă a gamei metodelor existente, oprindu-se în mod special asupra principiilor care stau la baza diferitelor metode și tehnici de cercetare, precum și asupra limitelor și avantajelor pe care acestea le prezintă din punct de vedere practic și aplicativ.

Prezentând, într-o structură originală, conceptele de bază și modalitățile practice care permit surprinderea heterogenității organizatorice a sistemelor populaționale, descrierea stării structurale și funcționale a acestora, delimitarea tranzițiilor de stare și identificarea factorilor de comandă precum și caracterizarea timpului de latență în elaborarea răspunsurilor și prognozarea stărilor viitoare ale sistemului, cartea poate folosi ca bază de inițiere metodologică pentru cei ce doresc să înceapă cercetarea ecologiei unei populații. Ea se adresează în egală măsură studenților și doctoranzilor, precum și tinerilor cercetători.

Cu toate că dispunem de o serie de soft-uri specializate care permit estimarea rapidă a parametrilor populaționali pe baza datelor brute, am introdus metode de calcul manual în scopul înțelegerii raționamentelor de ordin matematico - statistic care limitează aplicabilitatea unor programe soft și dezvoltă abilitatea de selectare corectă a celor adecvate naturii datelor disponibile.

Deși are la bază experiența dezvoltării unei teze de doctorat în domeniu și cea a unor lucrări practice susținute în ultimii 8 ani cu studenții Secțiilor de Ecologie Sistemică și de Biologie, există încă destule aspecte perfectibile, fapt pentru care mulțumesc anticipat tuturor aceluia care vor semnala deficiențele observate.

Geta RÎȘNOVEANU

Februarie, 1997

CUPRINS

PREFAȚĂ

CAPITOLUL 1 - Populația, componentă elementară a speciei și unitate organizatorică complexă	11
CAPITOLUL 2 - Semnificația cercetării ecologiei populației	15
CAPITOLUL 3 - Organizarea programului de cercetare a populațiilor naturale	19
CAPITOLUL 4 - Programul de prelevare a probelor	25
CAPITOLUL 5 - Mărimea probei	37
Mărimea unității de probă	37
Forma unității de probă	38
Numărul unităților de probă	38
CAPITOLUL 6 - Programul de prelucrare a probelor	44
Etichetarea probelor	44
Conservarea	44
Sortarea	45
Identificarea	46
CAPITOLUL 7 - Estimarea mărimii populațiilor naturale	48
7.1. Modalități de exprimare	48
7.2. Metode de determinare a densității absolute	49
7.2.1. Estimarea efectivului populațiilor naturale cu indivizi sesili sau relativ imobili	49
Intervalul de încredere al mediei estimate	50
7.2.2. Estimarea efectivului populațiilor pe baza metodelor de capturare, marcarea și recapturare	56
Cerințele tehnicilor de marcarea	57
Metode de marcarea a grupurilor de indivizi	58
Metode de marcarea individuală	60
Principalele restricții ale metodelor de MCR	60

Indicele Lincoln	61
Metoda triplei capturi (Bailey)	66
Metoda Jolly - Seber	68
7.2.3 Alegerea metodelor de estimare a efectivului populațional	74
CAPITOLUL 8 - Structura pe vârste a populațiilor	79
CAPITOLUL 9 - Structura genetică a populațiilor	86
9.1 Frecvența alelelor și genotipurilor în populație	86
9.1.1. Calcularea frecvenței alelelor pe baza frecvenței genotipurilor.....	88
9.1.2. Determinarea variabilității alelelor	89
9.2 Raportul sexelor	92
CAPITOLUL 10 - Distribuția spațială	94
10.1. Indici care au la bază raportul dintre varianță și medie	97
10.2. Indicele de agregare k - din distribuția binomial negativă	101
10.3. Coeficientul de regresie b din relația care caracterizează legea Taylor	103
10.4. Indicele Morisita	106
10.5. Indicele aglomerării medii (Lloyd)	110
10.6. Indicele Iwao	111
CAPITOLUL 11 - Estimarea parametrilor care caracterizează dinamica populațiilor	112
11.1. Estimarea ratelor emigrării și imigrării	112
11.2. Estimarea ratelor natalității, mortalității și a speranței de viață pe baza tabelelor de viață	113
11.3. Estimarea importanței relative a factorilor de comandă în inducerea unei anumite rate a eliminărilor	122
CAPITOLUL 12 - Metode de estimare a parametrilor funcționali	127
12.1. Estimarea parametrilor bugetului energetic	127
12.1.1. Determinarea energiei consumate	128
A. Determinarea consumului de energie prin metode directe	129
B. Determinarea consumului de energie pe cale indirectă	129

12.1.2. Estimarea producției secundare	130
Estimarea producției secundare pe baza sumării creșterilor în biomasă	131
Estimarea producției secundare pe baza sumării biomasei eliminate din populație	132
12.1.3. Estimarea cheltuielii de energie sau costul menținerii populației (R)	133
A. Determinarea energiei cheltuite prin măsurarea consumului de oxigen	133
B. Estimarea energiei cheltuite în condiții de hipoxie, pe baza determinării ratei de acumulare a acidului lactic	134
12.1.4. Determinarea cantității de energie consumată, dar neasimilată (F).....	135
12.1.5. Eficiențele producției	136
12.2. Estimarea rolului populațiilor în circuitul biogeochimic	136
Estimarea rolului populațiilor în circuitul metalelor grele	136
Estimarea rolului populațiilor în ciclarea principalilor nutrienți	137
BIBLIOGRAFIE	139

1

POPULAȚIA, COMPONENTĂ ELEMENTARĂ A SPECIEI ȘI UNITATE ORGANIZATORICĂ COMPLEXĂ

Populația reprezintă un sistem biologic de nivel supraindividual, integrat în ierarhia sistemelor biologice, fiind totodată și componenta elementară a speciei, ca unitate taxonomică.

Linné a fost primul care a postulat caracterul universal al speciei, în sensul că orice individ aparține unei anumite specii. În prezent este demonstrat că orice specie este reprezentată în diferite ecosisteme din arealul său, prin una sau mai multe populații.

Arealul caracteristic unei specii are o anumită extindere în spațiu. În cadrul acestuia există diferite tipuri de ecosisteme, specia fiind integrată numai acelorora în care particularitățile biotopului și biocenozei permit integrarea și menținerea sa.

Deci, în cadrul arealului marea majoritate a speciilor sunt distribuite insular. Într-un ecosistem specia este reprezentată printr-o singură populație. În foarte multe cazuri însă, nu se poate trasa o limită între populațiile învecinate. Există specii cu o răspândire foarte discontinuă, cum sunt cele de munte, la care populațiile sunt bine delimitate, între unele existând un schimb ocazional de indivizi, între altele nu. De exemplu, caprele negre din masivul Parâng formează o populație bine delimitată atât de cea din Retezat cât și de cea din Făgăraș, iar în condițiile actuale nu există un schimb de indivizi între ele; o altă populație este cea din Piatra Craiului, dar între aceasta și cea din Făgăraș există schimburi de indivizi (Bănărescu, 1973). Foarte bine delimitate (nu izolate) sunt și populațiile speciilor de apă dulce din bălți și lacuri mici. În schimb, când mediul de viață este uniform pe întinderi foarte mari, iar răspândirea speciei este continuă, nu există în mod practic o delimitare a populațiilor (de exemplu, speciile de păsări sau insecte din taigaua siberiană, populațiile speciilor care trăiesc în fluvii și cursul inferior al râurilor). Speciile respective prezintă o continuitate; totuși, în cadrul lor apar diferențieri fenotipice (care trădează diferențieri genotipice) prin însăși efectul distanței.

Felul de viață al anumitor animale accentuează gradul de izolare al populațiilor. Un caz concret este cel al acelor amfibieni care în afara perioadei de reproducere duc o viață terestră: broaștele brune de pădure (3 specii de *Rana*), broaștele râioase din genurile *Bufo* și *Pelobates*, tritonii (genul *Triturus*). Speciile acestor genuri au în cursul anului o răspândire continuă, dar primăvara se adună în bălți, lacuri și râuri slab curgătoare unde se reproduc. Fiecare individ este fidel bălții în care a eclozat, an de an vine, adesea de la mulți kilometri, la aceeași baltă. Fidelitatea este atât de perfectă încât, dacă balta seacă majoritatea exemplarelor respective nu merg să se reproducă în altă baltă, chiar vecină, ci rămân în preajma fostei bălți până li se resorb gonadele, după care reiau viața terestră. În modul acesta exemplarele care se

reproduc an de an (și prin aceasta și descendenții lor) într-o baltă, formează o populație bine delimitată de celelalte, deși în cursul vieții terestre locurile de hrănire ale acestor populații delimitate reproductiv se suprapun (Bănărescu, 1973).

Este posibil ca arealul unei specii să fie foarte restrâns astfel încât să se suprapună cu spațiul caracteristic unui singur ecosistem. În acest caz, specia este reprezentată printr-o singură populație și, ca urmare, apare evident faptul că legile speciei se confundă cu cele ale populației, motiv pentru care sistemele populaționale și cele ale speciilor reprezintă un același nivel de organizare.

Populația ca prim nivel supraindividual în cadrul ierarhiei organizatorice (Fig. 1), prezintă trăsături și legi caracteristice. Acestea sunt calitativ diferite de cele ale indivizilor. Astfel, procesul fundamental caracteristic sistemelor populaționale este reprezentat de relațiile intraspecifice, contradictorii și totodată unitare. Aceste relații determină o anumită organizare a populațiilor, deci structură și funcție proprie fiecărei populații. Trăsăturile specifice populației se elaborează pe fondul relațiilor cu alte specii și cu factorii abiotici, și deci reprezintă adaptări ale populațiilor (speciilor). Așa cum am menționat deja, relațiile intraspecifice duc la diferențieri structurale, funcționale și comportamentale ale indivizilor și grupărilor de indivizi din interiorul populațiilor și prin aceasta determină capacitatea de autoreglare și optimizare a principalilor parametri ai sistemului (efectiv, structură, mod de funcționare, etc.) (Botnariuc & Vădineanu, 1982).

Spre deosebire de indivizii biologici a căror durată de existență (longevitate) este determinată genetic și deci este finită, durata de existență a populațiilor este determinată ecologic și de aceea este nedefinită, populația (specia) putând exista în succesiunea neîntreruptă a generațiilor atâta timp cât există condiții prielnice. Ca urmare, populația apare ca sistemul elementar capabil de a exista timp nedefinit în mod de sine stătător (în sensul că poate trăi în izolare reproductivă față de alte populații, dar nu și în izolare funcțională) (Botnariuc & Vădineanu, 1982). În procesul de diferențiere genetică intraspecifică tot mai avansată, pornind de la biotip și trecând prin diferite momente intermediare (Zavadski, 1961), populația este prima treaptă la care sistemul devine de sine stătător și aceasta sub cele 2 aspecte esențiale - genetic și ecologic (funcțional). Cu alte cuvinte, la această treaptă se realizează:

a) o heterogenitate (diversitate) destul de mare (necesară și suficientă) pentru a conferi sistemului plasticitatea necesară supraviețuirii de sine stătătoare din punct de vedere reproductiv, determinând în același timp, integralitatea genetică a sistemului; totodată însă, această diversitate genetică nu este atât de mare încât să ducă la scindarea genetică a sistemului,

b) o heterogenitate organizatorică (structurală și funcțională) destul de mare pentru ca sistemul să genereze, să ocupe și să mențină o nișă în cadrul ecosistemului din care face parte (Botnariuc, 1992).

Heterogenitatea populației este o necesitate. Un sistem ce funcționează pe principii cibernetice nu ar putea funcționa dacă toate elementele lui componente ar fi identice structural și funcțional. Menținerea și evoluția normală a populației este condiționată de un anumit grad de heterogenitate, care condiționează integralitatea ei, dar care odată depășit poate duce la scindarea populației.

Heterogenitatea structural - funcțională a unei populații este susținută de selecție deoarece conferă populației o serie de avantaje: sporește intrările de energie prin utilizarea unei game mai largi de resurse existente în ecosistem, diminuează competiția intrapopulațională și asigură o mai bună apărare.

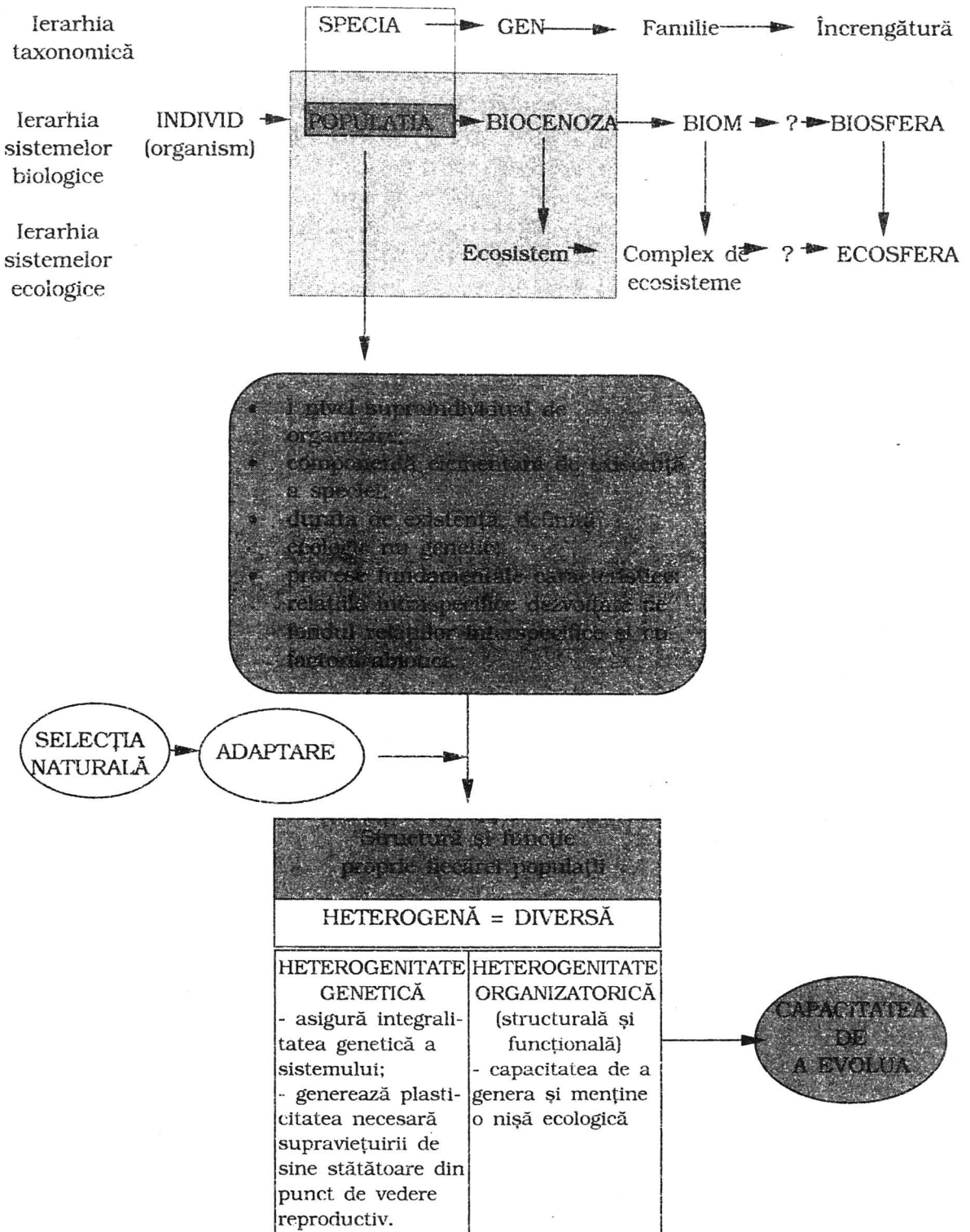


Figura 1. Locul populației în contextul cercetării ecologice și principalele sale elemente definitorii.

Scăderea heterogenității sub un anumit prag duce la eliminarea populației din ecosistemul dat (Botnariuc, 1992).

Consecința heterogenității și totodată a integralității populației este reprezentată de capacitatea populației de a evolua. Capacitatea de a evolua reprezintă principala trăsătură emergentă a sistemelor acestui nivel. Populația este unitatea elementară a evoluției biologice. Ea este obiectul și purtătorul material al evoluției și de aceea legile evoluției sunt legi caracteristice sistemului populațional. Cea mai importantă dintre aceste legi este selecția naturală. Deoarece efectul principal al selecției naturale este adaptarea speciilor, apare evident că adaptarea este și ea o caracteristică a populației (speciei) spre deosebire de adecvare - trăsătură caracteristică sistemelor individuale (Botnariuc, 1992).

Locul funcțional al populației în ierarhia nivelelor de organizare a materiei vii este și el caracteristic. Autoreproducerea este una din funcțiile proprii populației. Desigur, din punct de vedere fiziologic reproducerea este o trăsătură a indivizilor. Din acest punct de vedere o pereche de indivizi (când reproducerea este bisexuată) sau chiar un singur individ (în cazul reproducerii agame) sunt suficienți pentru efectuarea procesului reproductiv. Dar, din punct de vedere al supraviețuirii populației, al evoluției ei, din punct de vedere ecologic, unitatea reproductivă elementară este populația - deoarece numai ea în ansamblul său poate asigura organizarea, heterogenitatea și celelalte trăsături necesare menținerii și adaptării ei. În cadrul biocenozei funcția elementară a populației este cea de verigă în acumularea, transformarea și transferul de materie, energie și informație. Este doar o verigă în acest proces deoarece aceste funcții ale unei populații sunt complementare cu funcțiile corespunzătoare ale altor populații în afara cărora populația dată nu poate exista (Botnariuc & Vădineanu, 1982).

2

SEMNIFICATIA CERCETĂRII ECOLOGIEI POPULAȚIEI

Așa cum am menționat deja, populația, ca formă elementară de organizare și de existență a speciei, nu poate exista decât integrată în ecosistemele care sunt incluse în arealul său. Dar, ecosistemul reprezintă componenta elementară, structurală și funcțională a ecosferei, la nivelul căruia se desfășoară procesele care asigură realizarea producției biologice, și anume fluxul de energie și circuitul elementelor minerale.

Descifrarea legilor care guvernează aceste procese (care condiționează realizarea producției biologice) în cadrul principalelor tipuri de ecosisteme ale ecosferei, precum și descifrarea mecanismelor de reglare a stărilor ecosistemelor în limitele unor domenii compatibile cu persistența acestora reprezintă obiective principale ale cercetării ecologice. Descifrarea acestora la nivelul ecosistemelor condiționează succesul abordării problemelor la nivel regional (complexe de ecosisteme) și global. Aceste obiective nu pot fi atinse fără ca cercetarea să aibă ca etapă obligatorie cercetarea populațiilor care reprezintă componente importante ale modelului homomorf al oricărui ecosistem (Botnariuc & Vadineanu, 1982).

În acest context se înțelege că cercetarea ecologiei populației este integrată (în sensul de etapă obligatorie) cercetării organizării ecosistemelor. Deci, în orice tip de ecosistem este necesară studierea tuturor populațiilor care îndeplinesc criteriile de dominanță și care, ca urmare a acestui fapt, reprezintă compartimente ale modelului homomorf al ecosistemului.

Stabilit fiind locul ecologiei populației în contextul cercetării ecologice, semnificația acestei cercetări (Fig. 2) constă în stabilirea programului superior al populației care echivalează cu determinarea rolului acesteia ca transportor de energie de la un nivel trofic la altul, a ratei de reciclare a nutrienților, a intervenției acesteia în procesele de acumulare, concentrare, transformare și transfer a metalelor grele, pesticidelor, detergenților etc., precum și a intervenției sale în cadrul mecanismelor de autocontrol al stărilor sistemului superior care o integrează.

Numai înțelegerea și cuantificarea rolului fiecărei populații caracteristice (dominante) permite caracterizarea corectă a proceselor de la nivelul ecosistemelor și deci a productivității biologice după cum, acestea din urmă vor asigura înțelegerea fenomenelor globale (Botnariuc & Vadineanu, 1982).

Acceptând că populația este o unitate organizatorică complexă, heterogenă realizăm că nu este necesar (practic ar fi imposibil) să luăm în cercetare fiecare individ în parte cu multiplele sale conexiuni, ceea ce ar reprezenta cercetarea

modelului izomorf al populației date. În cadrul populației indivizii componente sunt diferențiați din punct de vedere fenotipic (polifenism) și genetic (polimorfism în sens strict), în grupări de indivizi (Botnariuc 1967, 1976, 1979, Botnariuc & Vădineanu, 1982) între care se stabilesc relații ce asigură integralitatea sistemului și elaborarea mecanismelor de control. Efectivul de indivizi (N) al unei populații este deci distribuit pe categorii de indivizi diferențiate fenotipic și genetic și prezintă o anumită distribuție spațială, care reflectă heterogenitatea mediului și un anumit tip de relații intrapopulaționale.

Ratele cu care se desfășoară fluxul de energie și sunt reciclate elementele minerale sunt diferențiate în raport cu categoriile de indivizi componente ale populației și în raport cu heterogenitatea condițiilor de mediu. Ca urmare, este suficient să avem în vedere polimorfismul populațional pentru a putea reduce în felul acesta modelul izomorf al populației la un model homomorf, care are ca elemente grupările de indivizi și relațiile care se stabilesc între ele.

Având această imagine asupra populației ca sistem, atunci putem să caracterizăm starea în care se află în orice moment, cunoscând valorile diferențiabile pe categorii de indivizi pe care le iau parametrii structurali și funcționali care o definesc.

Populația însă, este supusă în timp unui proces de tranziție de la o stare la alta în raport cu valoarea presiunii exercitate de mediu. Acest proces de tranziție se realizează în cadrul unui domeniu de stabilitate delimitat de capacitatea de autocontrol al fiecărui parametru de stare în raport cu efectele perturbatoare ale presiunii mediului.

Dimensionarea corectă a programului de cercetare la scară de spațiu și timp, permite surprinderea domeniului de fluctuație a parametrilor de stare și descrierea succesiunii de stări pe care sistemul o parcurge.

Dat fiind faptul că cercetarea populațiilor este integrată cercetării sistemului integrator superior (ecosistemului) este posibilă depășirea acestei faze de descriere a succesiunii de stări pe care populația o parcurge ca urmare a presiunii exercitate de mediu. Identificarea factorilor de mediu a căror influență perturbatoare a provocat răspunsurile populației - concretizate în valorile înregistrate ale parametrilor de stare - și determinarea valorilor lor la diferite momente de timp, face posibilă stabilirea unor relații funcționale care explică valorile parametrilor de stare (și deci starea populației) în raport cu factorii de mediu diferențiați ca justificând dinamica populației (factorii de comandă), fapt care ne permite înțelegerea și explicarea dinamicii particulare a populațiilor studiate.

Relațiile funcționale (exprimate într-o formă sintetică de expresii matematice de diferite complexități) care se stabilesc și care iau în considerare caracterul de fenomen discret al tranziției de stare, vor descrie dinamica populației așa cum a fost determinată în perioada de cercetare și vor avea valoare predictivă, permițând conturarea stărilor viitoare în raport cu diferite valori posibile ale factorilor de mediu.

Este posibilă astfel identificarea acelor trăsături structurale și funcționale specifice sistemului natural respectiv care pot fi folosite pentru a defini o stare de referință de la care poate fi estimată deviația stării de sănătate a aceluși sistem ecologic.

În final se dezvoltă baza de cunoștințe care poate fi convertită în ceva "util", unde utilul este identificat cu abilitatea de manipulare/control fundamentat științific

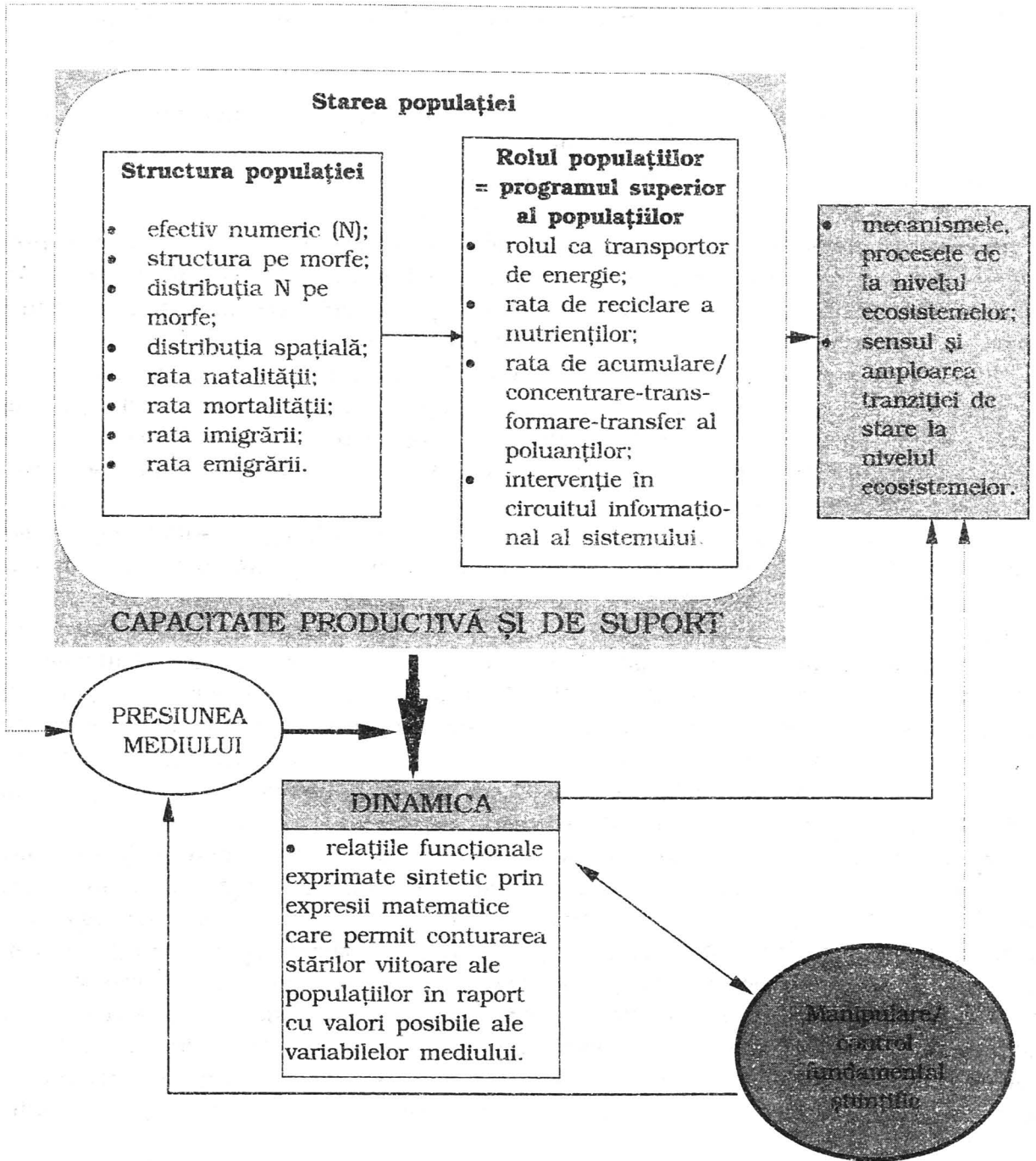


Figura 2. Semnificația cercetării ecologiei populației (N=efectivul)



(Wastl, 1995) sau altfel spus, această bază de cunoștințe alimentează sistemul suport de asistare a deciziilor pentru conservarea capitalului natural și dezvoltare durabilă.

Dar, pentru a reuși rezolvarea acestor probleme și pentru a răspunde la întrebări de genul:

⇒ "Se modifică diversitatea și dinamica acestui set de trăsături structurale și funcționale în sistemele expuse stresului?"

⇒ "Pot fi ele utilizate în scopuri de monitoring integrat?"

⇒ "Unde și cum interferă influența factorilor antropici?"

este necesar să dispunem de valorile factorilor de mediu, biotici și abiotici pentru fiecare moment în care am caracterizat starea populației. Așa cum am menționat deja, acest fapt este realizabil numai dacă cercetarea populației este încadrată cercetării complexe a întregului ecosistem a cărui componentă este.

Populațiile sunt capabile să reziste modificărilor induse de stres prin alterarea compensatorie a creșterii și reproducerii, fapt care induce modificări ale caracteristicilor structurale și funcționale ale ecosistemului. Acest mecanism de mediere a stresului este limitat și dacă nivelul sau durata stresului depășesc aceste limite, starea sistemului se poate deteriora.

Este posibil ca la nivelul ecosistemelor efectul perturbărilor asupra populațiilor componente să fie tamponat ca urmare a redundanței funcționale. Astfel, dacă anumite populații sunt eliminate rolul lor funcțional poate fi preluat de altele. Efectul este acela că, la nivelul ecosistemului, se mențin aceleași funcții în timp ce structura ecosistemului se modifică substanțial. Acesta este motivul pentru care strategiile de management dau adesea prioritate susținerii funcțiilor ecosistemelor în detrimentul structurii, deși un ecosistem în care funcțiile esențiale sunt suportate de o biocenoză cu o diversitate scăzută poate prezenta o stabilitate mult mai redusă (Linthurst et al., 1995). Ori, stabilitatea și reziliența sunt două trăsături distincte care potențial pot descrie starea de sănătate a unui sistem (Pimm, 1984).

Se poate afirma că stabilirea rolului ecologic al populațiilor reprezintă o condiție indispensabilă pentru descifrarea proceselor de la nivelul ecosistemului și în același timp, determinarea dinamicii componentelor biotice și abiotice ale ecosistemului reprezintă o condiție obligatorie pentru înțelegerea și stabilirea legilor care guvernează modularea în timp a rolului ecologic al fiecărei populații, precum și interpretarea parametrilor de stare și a mecanismelor care asigură o expresie sau alta a lor ca o rezultată a unui proces de transformare adaptativă (Botnariuc & Vădineanu, 1982).

Acesta este punctul de vedere, maniera de abordare pe care analiza sistemică o opune abordărilor autecologice (studiul populațiilor) și sinecologice (studiul asociațiilor).

3

ORGANIZAREA PROGRAMULUI DE CERCETARE A POPULAȚIILOR NATURALE

Analiza populațiilor de pe poziția concepției și metodei sistemice presupune considerarea acestora ca și componente majore ale biocenozei ecosistemului studiat, componente caracterizate de o structură, funcție și dinamică ce pot fi înțelese și explicate numai prin prisma interacțiunilor pe care acestea le stabilesc în cadrul sistemului.

Acceptând faptul că populația reprezintă subsistem al biocenozei ecosistemului și că funcționând ea influențează sensul și amplitudinea proceselor de la nivelul ecosistemului fiind la rândul ei guvernată de procesele de la nivelul superior, integrator, apare evident faptul că orice program de studiu al ecologiei populației reprezintă de fapt un subprogram în cadrul programelor unitare de cercetare a ecosistemelor.

Pentru a surprinde heterogenitatea/complexitatea organizatorică a sistemelor populaționale studiate, pentru a descrie starea structurală și funcțională a sistemului, pentru a delimita tranziția de stare și a identifica factorii ecologici răspunzători (factorii de comandă) precum și pentru a caracteriza timpul de latență în elaborarea răspunsurilor și pentru a prognoza stările viitoare ale sistemului, programul de cercetare a oricărei populații naturale trebuie să satisfacă câteva condiții dintre care menționăm:

- să formuleze cu claritate, încă din start, problema și obiectivele pe care și le propune;
- să fie corect dimensionat la scară de timp și spațiu;
- să permită estimarea parametrilor structurali în limitele erorii de 20%;
- să includă un program experimental în teren și laborator;
- să propună metode statistice adecvate calității datelor și scopului propus;
- să folosească modelarea matematică ca instrument principal de prognoză și asistare a deciziilor;
- să aibă resurse financiare și umane adecvate.

Planificarea minuțioasă a programului de cercetare previne apariția a o serie de neajunsuri și dificultăți care pot influența semnificativ rezultatele cercetării.

Hamilton și Bergersen (1984) subliniază faptul că "colectarea unui număr mai mare de date nu este suficientă pentru a compensa rezultatele unui studiu planificat superficial". Un studiu bine organizat va maximiza cantitatea de informație utilă și va minimiza irosirea eforturilor și obținerea unor date lipsite de utilitate.

În procesul de planificare toate etapele studiului trebuie abordate din perspectiva rezultatelor așteptate. Procesul urmează metoda științifică și poate fi prezentat sumar în următorii pași:

- definirea problemei (sau a seriei de probleme)
- alegerea metodei de a rezolva problema
- colectarea informațiilor adecvate
- analiza acestora
- soluționarea problemei

Facem mențiunea că acești pași sunt strâns interconectați și procesul în sine este o balanță delicată între idealurile statistice, metodele și tehnicile de măsurare, neprevăzutul din natură și resursele disponibile de timp, bani, echipament și personal.

Etapele procesului de planificare (Fig. 4), deși prezentate secvențial, sunt strâns interdependente și pentru dezvoltarea programului final este necesară abordarea lor "iterativă".

Primul pas în dezvoltarea unui program de cercetare îl reprezintă identificarea și formularea clară a problemei.

Această fază a procesului de planificare/organizare a programului de cercetare, trebuie să includă etapa evaluării datelor existente în vederea identificării principalelor lacune și limite ale stadiului actual de cunoaștere (Fig.3). Studiul literaturii pertinente în domeniu, conferă cadrul informativ

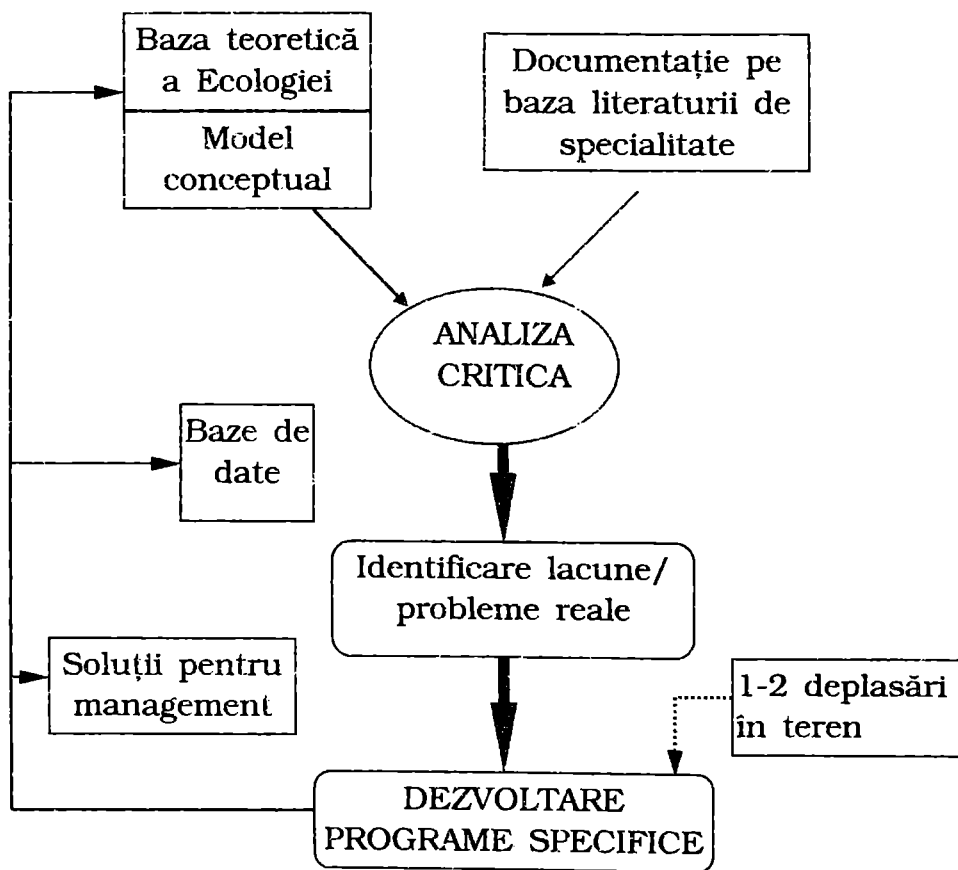


Figura 3. Schema cadru pentru identificarea problemelor reale de cercetare.

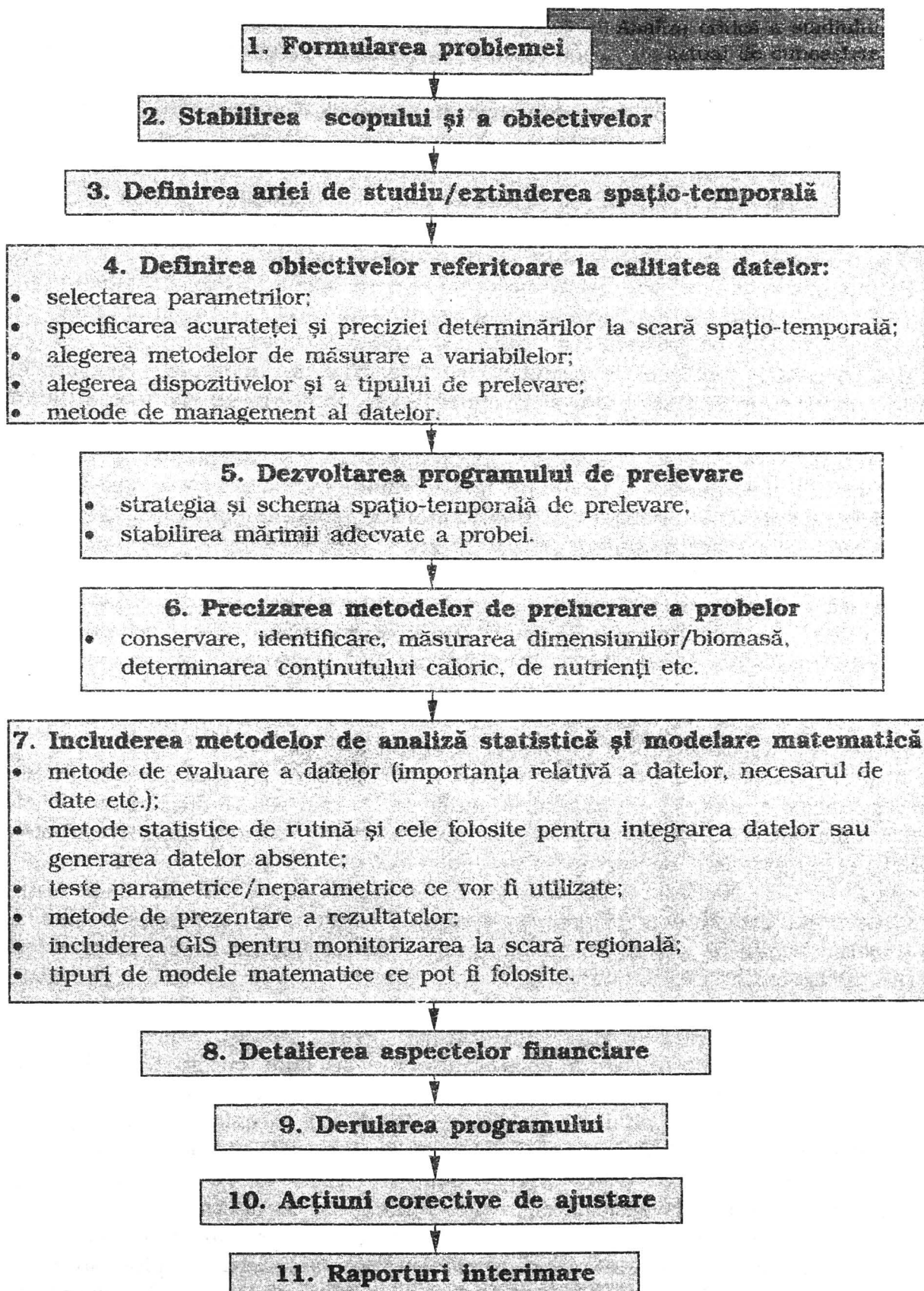


Figura 4 - Etapele procesului de planificare a cercetării

general. Acesta furnizează date referitoare la istoria speciei respective ca și informații referitoare la metodologia de lucru.

Trebuie avută în vedere analiza critică a tuturor surselor bibliografice pentru aria studiată sau pentru problema de interes, în vederea evaluării corecte a utilității lor, identificării lacunelor majore în cunoaștere, sau în vederea potențării datelor existente prin introducerea lor în baze actualizate de date.

Numai pe baza evaluării corecte a datelor existente putem justifica necesitatea studiului propus și putem formula obiectivele și scopul cercetării.

Obiectivele studiului trebuie să fie definite în stadiul inițial al dezvoltării unui program de cercetare în scopul clarificării rezultatelor dorite. Definirea lor trebuie să fie clară astfel încât să comunice natura și profunzimea problemei.

Formularea clară a obiectivelor este cea care asistă fazele următoare ale procesului de organizare (extinderea spațio-temporală, selectarea situsurilor de prelevare, a metodelor de prelevare și analiză, a experimentelor necesare etc.)

Este necesar ca obiectivele formulate să fie realizabile în limitele timpului și bugetului stabilit. Ambițiile excesive și formulările vagi sunt greșeli comune în acest stadiu (Platts et al., 1987).

O scurtă activitate de "explorare" preliminară este utilă pentru a clarifica scopul și planul programului. În această fază preliminară, hărțile și fotografiile pot servi la delimitarea ariei de studiu și a situsurilor posibile de prelevare. Dacă este posibil, o deplasare în teren sau o survolare a zonei sunt deosebit de utile.

Perioada de studiu este aleasă în funcție de scopul urmărit, de faptul dacă acesta vizează condițiile existente sau tendințele pe termen lung, de ciclul biologic al speciei studiate și de tipul ecosistemului care o integrează. Date referitoare la condițiile meteorologice sau/și hidrologice trebuie să fie obținute pentru zona de studiu sau pentru zone vecine dar similare.

În cursul acestor faze preliminare, "granițele" inițial confuze se pot delimita și pot conduce la o definire clară a problemei respective.

Alegerea metodelor se referă nu numai la tehnicile de colectare a datelor dar și la metodele de măsurare, prelucrare, identificare și analiză statistică. Întrebări de tipul: Ce măsurăm ?, Unde și când facem măsurătorile ?, Cum analizăm rezultatele ?, trebuie să își găsească răspunsul în această fază.

Alegerea metodei trebuie să fie făcută pe baza unui studiu prealabil astfel încât să permită compararea (în timp și spațiu) a rezultatelor și să țină seama de recomandările făcute de cei ce au lucrat anterior în aceeași zonă sau pe populații ale aceleiași specii.

Inițial, când încercăm să alegem variabilele mediului care vor fi estimate, toate pot apărea interesante și cu valoare "critică" pentru studiul respectiv. Însă, cu toate acestea, parametrii ce vor fi estimați trebuie selectați cu grijă, astfel încât studiul să ofere date relevante și să nu reprezinte doar un exercițiu de colectare a datelor. Datele necesare depind de natura ecosistemului care integrează populația dată, de obiectivele studiului, de nivelul detaliilor necesare, de restricțiile bugetare și de personal. De asemenea, extinderea spațială și temporală precum și frecvența prelevărilor vor depinde de aceleași elemente. Studiile de monitoring se pot extinde pe o perioadă de ani de zile în timp ce altele pot coincide cu un stadiu particular de viață al unei specii sau cu durata unui ciclu de dezvoltare. În plus specificul condițiilor de mediu (viitură, nivel minim/maxim al apei, sezoane etc.) influențează durata studiului care trebuie să asigure surprinderea domeniilor de fluctuație ale

variabilelor de stare. Surprinderea acestor domenii de fluctuație ale variabilelor propuse se poate realiza atât prin extindere temporală cât și spațială.

În vederea selectării metodelor și tehnicilor ce vor fi folosite este necesară analiza critică a metodelor/tehnicilor posibile, din punct de vedere al avantajelor și dezavantajelor, corelat cu acuratețea, precizia, aplicabilitatea practică, prețul și timpul necesar, expertiza și disponibilitatea personalului necesar.

Adesea, metodele și tehnicile complicate, foarte precise, sunt foarte costisitoare și folosirea unora mai simple poate satisface în egală măsură cerințele referitoare la calitatea datelor.

Deoarece dezvoltarea programului de prelevare, cu referiri specifice la metodele de prelevare, frecvența prelevărilor și mărimea adecvată a probei constituie capitole separate ale lucrării de față, ele nu vor fi detaliate în acest capitol.

Includerea metodelor de prelucrare statistică și modelare matematică reprezintă o etapă esențială în dezvoltarea oricărui program de cercetare. Analiza statistică reprezintă un instrument de extragere a informației utile pe baza observațiilor și măsurărilor efectuate. Statistica a influențat filozofia de bază a științelor biologice într-o așa de mare măsură încât programul de lucru, analiza datelor și extragerea concluziilor sunt, la momentul actual, practic inseparabile de metodele statistice (Gordon et al., 1995; Jager & Looman, 1995). Fiecare cercetare utilizează statistica într-o măsură mai mare sau mai mică. Procedurile necesare sunt diferite în funcție de scopul și obiectivele programului (analiza unor parametrii populaționali, extrapolarea rezultatelor la nivel regional etc.).

Într-un studiu bine planificat metodele de analiză statistică vor fi stabilite încă din faza de dezvoltare a programului. Aplicarea metodelor statistice trebuie să se facă cu foarte mare atenție. Tehnici ca de exemplu, analiza varianței pot fi utilizate numai dacă programul de prelevare este structurat adecvat și dacă anumite restricții sunt satisfăcute. Competența în materie a unui statistician trebuie consultată încă din primele faze ale programului, în special pentru studiile la scară mare și de lungă durată.

O cale eficientă de a verifica și definitivă protocolul de lucru este aceea de a efectua o analiză detaliată a metodelor statistice pe care intenționăm să le aplicăm cu scopul de a releva limitele și restricțiile lor. Unele restricții, cum ar fi randomizarea, sunt cruciale și este necesar să se stabilească încă de la început dacă și cum pot fi ele satisfăcute. Altele, cum ar fi egalitatea varianțelor sau prezența unei distribuții normale, nu pot fi întotdeauna analizate în acest stadiu. Pentru cazurile în care aceste restricții nu sunt satisfăcute este indicată formularea unui plan alternativ care să ia în considerare de exemplu următoarele întrebări: Pot fi transformate acele date?, Care ar fi consecința nerespectării restricțiilor menționate?

Acesta este momentul optim pentru a analiza necesitatea procurării unor soft-uri adecvate de analiză statistică.

Programul de interpretare cantitativă și modelare matematică va consta în utilizarea matematicii ca instrument în trei planuri:

1. folosirea metodelor statistice uzuale pentru caracterizarea dinamicii populațiilor dominante;
2. folosirea metodelor de corelație multiplă în vederea identificării factorilor modulatori ai dinamicii de stare precum și a relațiilor cauzale;

3. modelarea dinamicii de stare a populațiilor precum și a relațiilor cauzale sub forma unor ecuații sau submodele care să se integreze sub forma unor seturi de ecuații în modelul general de caracterizare a comportamentului sistemelor și respectiv, a capacității productive.

Aceste modele vor reprezenta rezultatul final și concret al programului de cercetare care să constituie instrument de prognoză și asistare a deciziilor.

Elaborarea unui program de cercetare este în fapt o artă bazată pe experiență și raționamente profesionale. El necesită cunoștințe referitoare la obiectul studiului, la metodele de obținere a informației și la metodele de analiză statistică. Dezvoltarea unui program, în special atunci când sunt vizate cercetări pe termen lung și la scară mare, necesită cooperarea unei echipe de specialiști.

Indiferent de scara spațială și temporală studiul trebuie organizat în funcție de situația particulară și trebuie ajustat continuu, pentru aceasta neexistând rețete de tip "carte de bucate".

4

PROGRAMUL DE PRELEVARE A PROBELOR

Etapă de prelevare este în mod cert, o etapă crucială a oricărui program de cercetare deoarece în ecologie, cele mai multe informații se obțin pe baza probelor. Ca urmare, programul de prelevare și corelarea lui cu obiectivele cercetării și cu metodele de analiză prezintă o importanță deosebită în asigurarea reprezentativității probei pentru populația studiată și, din acest motiv constituie unul din subiectele principale ale acestui manual.

Strategia de prelevare a probelor este deosebit de importantă deoarece rezultatele unui studiu nu depind doar de claritatea obiectivelor definite și de folosirea metodelor adecvate, ci și de calitatea datelor folosite.

Ca urmare, programul de prelevare a probelor trebuie să fie gândit astfel încât să satisfacă condițiile specifice referitoare la calitatea datelor. Prin calitatea datelor înțelegem o măsură sau o descriere (cantitativă sau calitativă) a tipului și valorii erorii asociate unui set de date. Două probleme majore sunt implicate: estimarea erorii și minimizarea acesteia.

Pentru a asigura o anumită calitate a datelor sunt necesare:

- o anumită metodă de prelevare și de amplasare a stațiilor de prelevare;
- o anumită mărime a probei;
- o anumită frecvență de înregistrare a datelor;
- folosirea replicatelor, în vederea cuantificării variabilității spațiale și temporale;
- metode de măsurare reproductibile;
- prelevarea cu aparate (dispozitive) adecvat calibrate.

Cerința de baza a oricărui sistem de estimare este ca proba să fie reprezentativă pentru populațiile luate în studiu și să surprindă întreaga heterogenitate a biotopului. Prelevarea unităților de probă de pe întreaga suprafață a ecosistemului trebuie să se facă simultan sau la intervale de timp suficient de mici pentru ca presupunerea că în acest interval nu au avut loc schimbări esențiale ale efectivelor populaționale (ca urmare a prădătorismului, mortalității, natalității, imigrației și emigrației) și ale tipurilor de distribuție spațială (ca urmare a mobilității indivizilor sau a mișcărilor apei, acțiunii vântului etc.) să fie realistă.

Una din sursele majore de inducere a erorii sau incertitudinii în ceea ce privește structura comunităților, este reprezentată și de configurația rețelei de puncte în care sunt amplasate stațiile de prelevare a probelor și de modalitățile de prelevare, aspecte cărora le acordam, ca urmare, o deosebită importanță.

Conform teoriei statistice clasice, unitățile de probă trebuie să fie prelevate randomizat, considerându-se că această modalitate este singura în măsura să furnizeze date cantitative referitoare la structura, distribuția spațială, densitatea și dinamica populațiilor. Beneficiul cel mai important al prelevării randomizate este acela că face posibilă estimarea erorii de prelevare pe baza teoriei probabilității. Numai cunoscând probabilitatea ca o anumită măsură a preciziei să fie obținută putem extrapola la nivel populațional, într-un mod obiectiv, datele rezultate în urma analizei probelor. Această probabilitate permite acordarea unei anumite greutate observațiilor în extrapolarea lor la nivel populațional. Nu există o altă măsură cuantificabilă pentru a preleva probe reprezentative pentru populație.

Trebuie însă să se facă diferențierea între proba prelevată RANDOMIZAT, în concordanță cu un plan ce include selecția pe baza tabelor de numere randomizate (caracterizată de o conștientizare a lipsei de premeditare) și cea prelevată la INTIMPLARE, pe baza hazardului (caracterizată de lipsa conștientizării premeditării).

O serie de autori (Konijn 1973, Barnett 1982) menționează faptul că în practică colectarea datelor reprezintă, de fapt, un compromis între rigurozitatea statistică și condițiile de teren. Astfel un "ochi experimentat" poate integra o serie de clemente esențiale pentru fixarea stațiilor de prelevare, însă, acestea diferă, de exemplu, de la un biolog la un inginer și chiar de la biolog la biolog, în funcție de prejudecățile fiecăruia sau în funcție de lipsa de cunoștințe referitoare la populația respectivă sau la habitatul său.

Dacă în selecția situsurilor de prelevare este posibilă implicarea personalului de specializări diferite (hidrologi, biologi, ecologi, chimiști etc), fiecare poate alege situsuri "reprezentative". Ulterior, dintre acestea se poate selecta în mod randomizat un anumit număr de situsuri de prelevare.

O altă alternativă ar fi cea de a utiliza judecata, premeditarea, pentru a elimina situsurile inaccesibile și nu pentru a selecta situsurile de prelevare. Astfel, putem selecta în mod randomizat un număr mai mare de situsuri posibile de prelevare și ulterior, pe baza experienței și a situației din teren să le eliminăm pe cele atipice sau pe cele inaccesibile (în cazul în care variabilitatea este similară). De asemenea, prelevarea non-randomizată în stațiile pilot poate furniza informații sugestive.

Este recomandat însă, ca randomizarea să fie introdusă la nivelul întregii suprafețe de studiu, temperată de raționamente premeditate astfel încât tehnicile de analiză statistică să poată fi aplicate.

De asemenea menționăm faptul că prelevarea randomizată a probelor în cadrul unui ecosistem și selectarea ecosistemelor luate în studiu (în cazul abordării complexelor de ecosisteme) reprezintă două subiecte distincte, diferit fundamentate.

Colectarea simplu randomizată - asigură șanse egale tuturor elementelor sistemului de a se afla în probe. Ea se aplică în cazurile în care structura biotopului este cvasiomogenă și în care nu sunt motive să credem că există o heterogenitate între organismele aflate într-un punct al ecosistemului și cele care se găsesc în orice alt punct din cuprinsul acestuia.

După ce s-a stabilit numărul de unități de probă care trebuie să fie prelevate, după metode la care ne vom referi în capitolele următoare, acestea se extrag folosind tabelele de numere randomizate (Tabelul 1) sau numere extrase randomizat de computer, într-un domeniu corelat cu mărimea grilei de prelevare (Fig. 5). Atunci când un număr se repetă se renunță la el și se citește altul.

TABELUL 1 (continuare)

	00-04	05-09	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90-94	95-99
90	53 422	06 825	69 711	67 950	64 716	18 003	49 581	45 378	99 878	61 130	08 298	03 879	20 995	19 850	73 090	13 191	18 963	82 244	78 479	90 121
91	67 453	35 651	89 316	41 620	32 048	70 225	47 597	39 137	31 443	51 445	59 883	01 785	82 403	66 062	03 785	03 488	12 970	04 896	38 339	30 030
92	07 294	85 353	74 819	23 445	68 237	07 202	99 515	62 282	53 809	26 685	46 982	06 682	62 864	91 837	74 021	89 094	39 952	64 158	79 614	78 235
93	79 544	00 302	45 338	16 015	66 613	88 968	14 595	63 836	77 716	79 596	31 121	47 266	07 661	02 051	67 599	24 471	69 843	83 696	71 402	76 287
94	64 144	85 442	82 060	46 471	24 162	39 500	87 351	36 637	42 833	71 875	97 867	56 641	63 416	17 577	30 181	67 520	37 752	73 276	48 969	41 915
95	90 919	11 883	58 318	00 042	52 402	28 210	34 075	33 272	00 840	73 268	57 364	86 746	08 415	14 621	49 430	22 311	15 838	72 492	49 372	44 103
96	06 670	57 353	86 275	92 276	77 591	46 924	60 839	55 437	03 183	13 191	09 559	26 283	69 511	28 064	75 999	44 540	13 337	10 918	79 846	54 809
97	36 634	93 976	52 062	83 678	41 256	00 948	18 685	48 992	19 462	96 062	53 873	55 571	00 608	42 661	91 332	63 956	74 087	59 008	47 493	99 561
98	75 101	72 891	85 745	67 106	26 010	62 107	60 885	37 503	55 461	71 213	35 531	19 162	86 406	05 299	77 511	24 311	57 257	22 826	77 555	05 941
99	05 112	71 222	72 654	51 583	05 228	62 056	57 390	42 746	39 272	96 659	28 229	88 629	25 695	94 932	30 721	16 197	78 742	34 974	97 528	45 447

4. Programul de prelevare a probelor

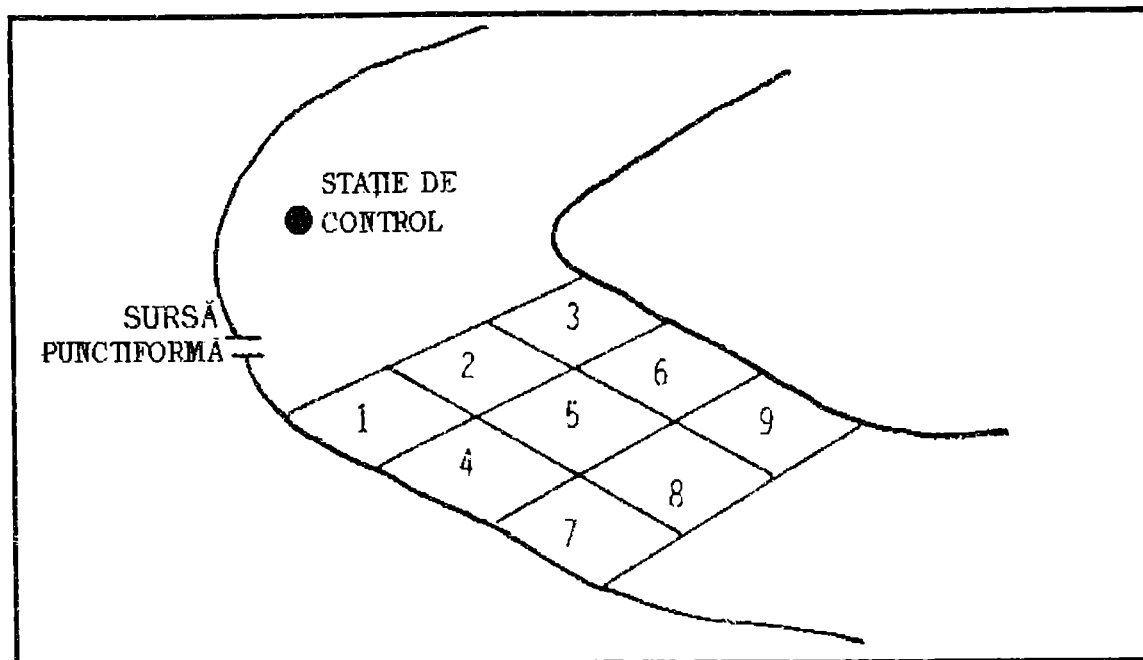


Figura 5. Grilă de prelevare într-un râu, în care prelevarea se poate face randomizat sau non-randomizat (mal, centru, mal).

Cum este cunoscut, în natură sunt foarte rare cazurile când mediul este omogen, fapt pentru care această modalitate este mai puțin folosită pentru prelevarea probelor de pe întreaga suprafață a ecosistemului.

Dacă structura biotopului este heterogenă, atunci ne putem aștepta ca o serie de parametri (atât populaționali cât și alți parametri ai mediului) să prezinte valori semnificativ diferite în diferite puncte ale ecosistemului și ca urmare estimarea mediei oricărui parametru pe baza unui program de colectare simplu randomizat nu permite să se evidențieze faptul că eroarea standard a mediei estimate depinde și de diferențele dintre mediile parametrului în punctele considerate (Krebs 1989).

Modalitatea optimă de colectare a probelor în acest caz este reprezentată de prelevarea stratificat randomizată. În acest caz biotopul heterogen este împărțit în straturi sau părți relativ omogene, din fiecare extrăgându-se apoi, simplu randomizat, un număr de unități de probă proporțional cu mărimea sa. Media totală a fiecărui parametru va fi calculată folosind mediile din fiecare strat. Numărul de unități de probă ce vor fi prelevate din fiecare orizont va fi proporțional cu mărimea orizontului.

Este lesne de înțeles că această modalitate este larg folosită având în vedere că majoritatea mediilor sunt heterogene.

În practică însă, aplicarea metodei randomizate (în special a celei simplu randomizate) la populațiile naturale este asociată unor valori ridicate ale erorii (Edmondson & Winberg, 1971). O prelevare sistematică, bine planificată (cu stații stabilite la distanțe aproximativ egale sau la distanțe exponențiale, în funcție de scopul urmărit), conferă aproape întotdeauna o estimare mai precisă. Această metodă presupune ca numai prima stație să fie stabilită randomizat, iar următoarele sunt

fixate de către cercetător la distanțe aproximativ egale. Metoda are două dezavantaje principale:

- intervalele dintre stații pot coincide cu niște fluctuații uniforme ale parametrilor urmăriți;
- gradul de precizie (nivelul preciziei) rămâne necunoscut deoarece, în acest caz, nu există o metodă convenabilă de calcul a erorii standard.

Foarte frecvent, în special în situațiile în care se studiază efectul unor modificări gradate ale structurii biotopului asupra populațiilor, stațiile de prelevare sunt stabilite de-a lungul liniilor care urmăresc gradientii fizico-chimici ai mediului, iar metoda este cunoscută ca metoda transectelor. Această metodă crește probabilitatea de "prindere", altfel spus, crește probabilitatea de a surprinde heterogenitatea.

În scopul de a obține simultan precizia metodei sistematice și posibilitatea estimării erorii, cel mai adesea se folosește o metodă mixtă, care presupune cunoștințe anterioare referitoare la structura populației respective și constă într-o îmbinare a elementelor care caracterizează structura biotopului (gradientii unor factori abiotici - vânt, curenți, temperatură, textura sedimentelor, etc.) cu elemente ale metodei sistematice (stațiile pe transect sunt stabilite la intervale egale) și cu elemente ale metodei randomizate (în fiecare stație unitățile de probă se iau simplu sau stratificat randomizat și din fiecare orizont se prelevează cel puțin trei unități de probă).

Această metodă a fost abordată cu succes de către colectivul Departamentului de Ecologie Sistemică și Managementul Capitalului Natural din Universitatea București, în cercetarea populațiilor din ecosistemele acvatice ale Deltei Dunării și Insulei Mici a Brăilei. Figura 6 redă rețeaua de stații folosite în cercetarea populațiilor bentonice din lacurile Matia și Merhei din Delta Dunării (Diaconu et. al., 1993).

Stațiile au un caracter permanent, localizarea lor în spațiu fiind definită cu ajutorul unor sisteme de tip Loran-C sau Navstar/GPS care stabilesc coordonatele punctului pe longitudine și latitudine, sau stabilind puncte de reper situate pe maluri.

Oridecâte ori localizarea stațiilor de prelevare și modalitatea de colectare a probelor în aceste stații nu este randomizată cel mai bine este ca proba să fie considerată semicantitativă chiar dacă, în studiul efectuat, se utilizează o tehnică de prelevare cantitativă.

În cazul în care probele sunt prelevate de pe transecte de-a lungul cărora - pentru a introduce randomizarea necesară garantării independenței de subiectivism și pentru a permite concluzii statistice - este fixat un punct de plecare ales randomizat și stațiile sînt stabilite sistematic de-a lungul transectului, datele rezultate pot fi considerate cantitative.

Metodele cantitative au avantajul că pot furniza o măsură a diversității, densității, biomasei și productivității, iar precizia asociată acestora furnizează posibilitatea comparării obiective a studiilor efectuate.

Așa cum am menționat deja, modalitățile de prelevare variază în funcție de scopul urmărit. Astfel, într-o pajiște, pentru a stabili de exemplu densitatea, tipul de distribuție spațială, stuctura pe dimensiuni a unei populații, stațiile de prelevare pot fi alese randomizat. Dar pentru a evalua efectul unei surse de poluare punctiformă

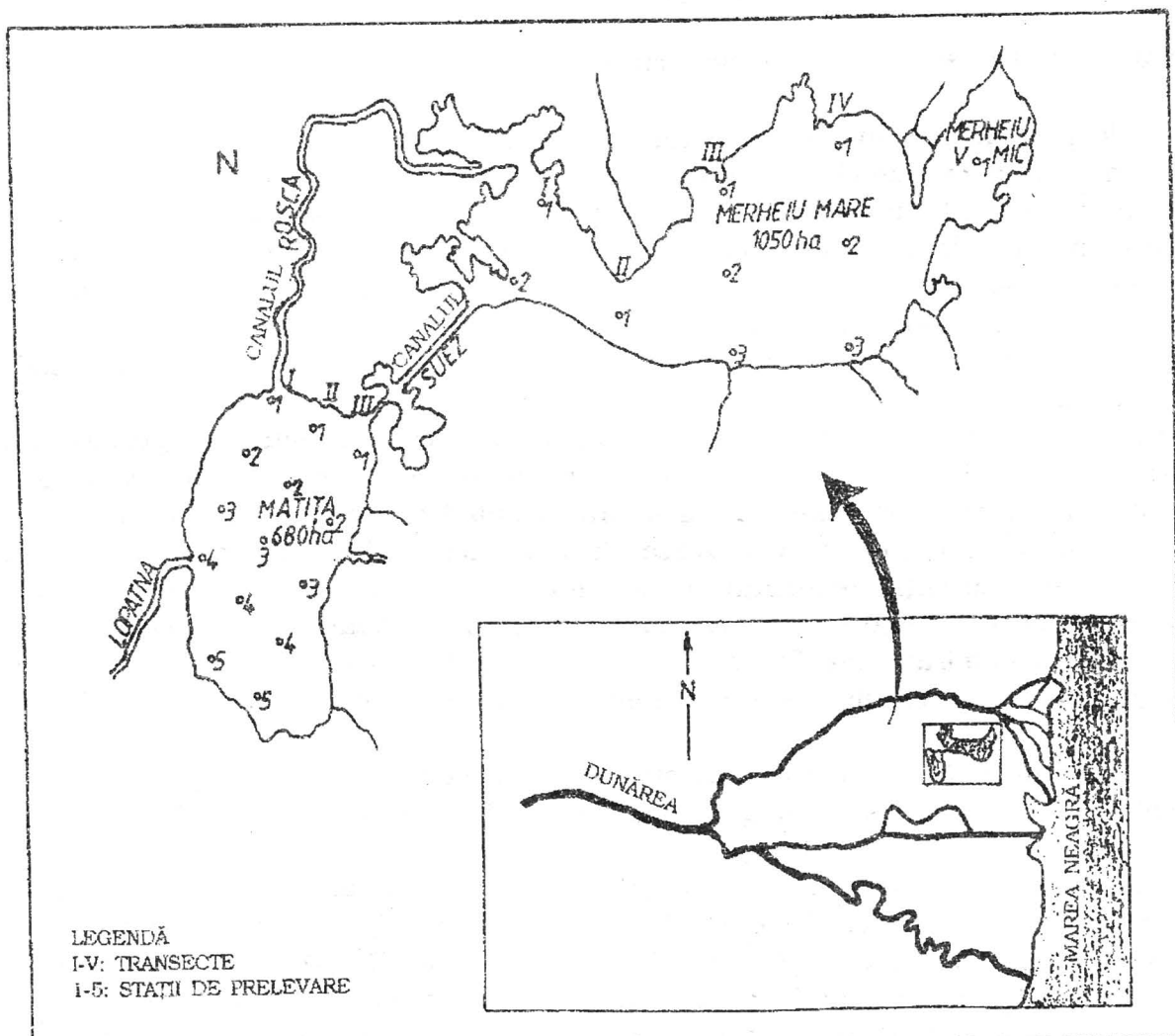


Figura 6. Lacurile Matita și Merhei (Delta Dunării): Rețeaua de stații folosite în cercetarea populațiilor bentonice.

asupra populației respective mult mai recomandate sunt prelevările sistematice. În acest ultim caz trebuie să fie stabilită cel puțin o stație de control, departe de punctele posibile de descărcare a poluanților pentru a furniza o bază de comparație. În cazul râurilor se stabilește o stație de prelevare chiar în punctul de descărcare sau imediat în aval de acesta. Dacă mixajul în masa apei nu are loc imediat (cum adesea se întâmplă) se stabilesc stații alese randomizat pe baza grilei de prelevare sau se stabilește câte o stație pe fiecare mal și una în mijloc (Fig. 5). Stațiile de prelevare din aval vor fi plasate la distanțe egale sau la distanțe exponențiale. Stația de control va fi amplasată imediat în amonte de sursa punctiformă. Menționăm însă faptul că toate aceste stații trebuie să fie pe cât posibil similare din punctul de vedere al parametrilor structurali ai habitatului (adâncime, natura substratului, viteza curentului, gradul de acoperire al malurilor, temperatura, etc.). Descreșterea similarității stațiilor indică descreșterea comparabilității datelor obținute în aceste stații. Când stațiile nu pot fi localizate în habitate similare, pentru o serie de populații se folosesc colectoare artificiale (fig. 7).

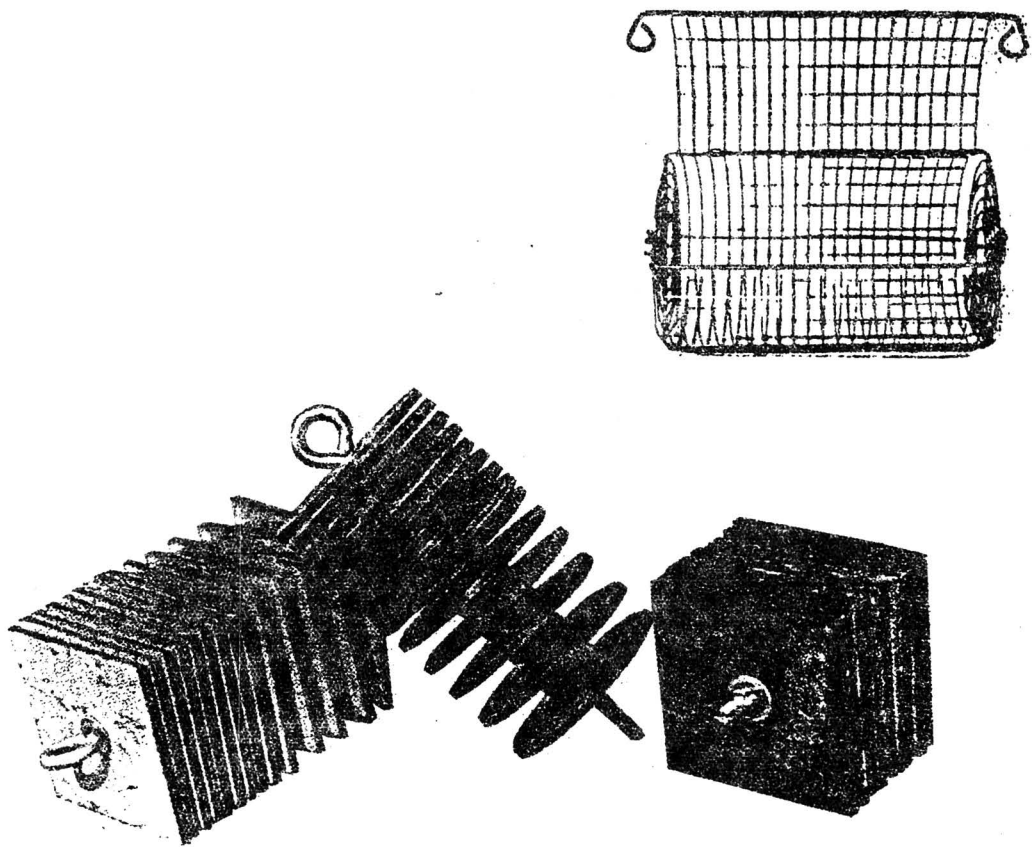


Figura 7. Colectoare artificiale

Desigur, pentru o serie de populații acvatice (bivalve, gasteropode, pești), precum și pentru populațiile speciilor de arbori și de tufă metodele de prelevare sunt cu totul particulare.

De exemplu (Fig. 8), stațiunile de prelevare a probelor în vederea caracterizării biomasei și producției populațiilor de arbori, sunt constituite din patru zone diferite (Newbold, 1967) după cum urmează:

- 1. Zona de probă** (0,1-1 ha), folosită inițial numai pentru măsurători care nu o afectează. Aici se efectuează măsurători de microclimat și se înregistrează în mod regulat creșterea. La sfârșitul cercetării copacii din această zonă pot fi tăiați ca probă finală dar de obicei se preferă păstrarea lor intactă ca zonă de reper.
- 2. Zona tampon**, situată în jurul zonei probă, cu o suprafață având o lățime minimă de cel puțin două înălțimi de copac.
- 3. Zona de măsurare** (1-10 ha), suficient de mare pentru a permite tăierea copacilor, săparea de gropi și de șanțuri la rădăcină. Pe cât posibil tăierea nu trebuie să depășească 5% din numărul arborilor din această zonă pentru a minimaliza influența asupra zonei de probă și a zonei tampon.
- 4. Zona de studiu** (10-100 ha), servește în special ca zonă tampon la scară mare. Ea poate fi necesară pentru studiul mamiferelor și păsărilor. Zona de probă are de obicei o formă regulată, fără a fi neapărat pătrată. Nu este necesar ca zona de studiu și zona de măsurare să aibă forme bine definite geometrice.

Mărimea zonelor depinde de stațiunile disponibile, de mărimea copacilor, de complexitatea structurală a terenului împădurit, de heterogenitatea sa generală, de precizia necesară și de mâna de lucru disponibilă.

Newbold (1967) recomandă ca heterogenitatea zonelor 1 și 3, înțelegând prin aceasta structura pe vârste, înălțimea copacilor, condițiile de amplasament (pantă, sol, microclimat) să fie la un nivel cât mai redus posibil, în timp ce în zona 4 (folosită pentru cercetarea altor populații decât cele vegetale) se poate accepta o heterogenitate mai mare.

Pe măsura posibilităților, zonele mai mici trebuie să constituie arii reprezentative pentru zonele mai mari (adică zona 1 pentru 3 și zona 2 pentru zona 4).

Dimensiunile minime date mai sus sunt adecvate în cazurile în care terenurile împădurite sunt mici, puține și îndepărtate unele de altele. În ecosistemele forestiere caracterizate de o anumită structură pe vârste, sau în cele de amestec, zona de probă nu trebuie să fie mai mică de 0,5 ha. Acolo unde suprafețele sunt limitate ca mărime sau au heterogenitate foarte mare, este posibilă folosirea unor zone de măsurare plasate separat de zona de probă, dar care se află în aceeași regiune și pot fi ușor comparate.

Pentru a răspunde necesităților referitoare la calitatea datelor, mai multe zone de probă și de măsurare vor fi amplasate în aceeași regiune, ca duplicate.

Metodele folosite depind de gradul de distrugere admisibil în timpul efectuării studiului. Adesea este necesar să se facă măsurători nedistructive asupra unui număr considerabil de copaci (din zona 1.), tăind un număr mic de arbori (din zona 3) pentru determinarea corelației existente între biomasa umedă și cea uscată.

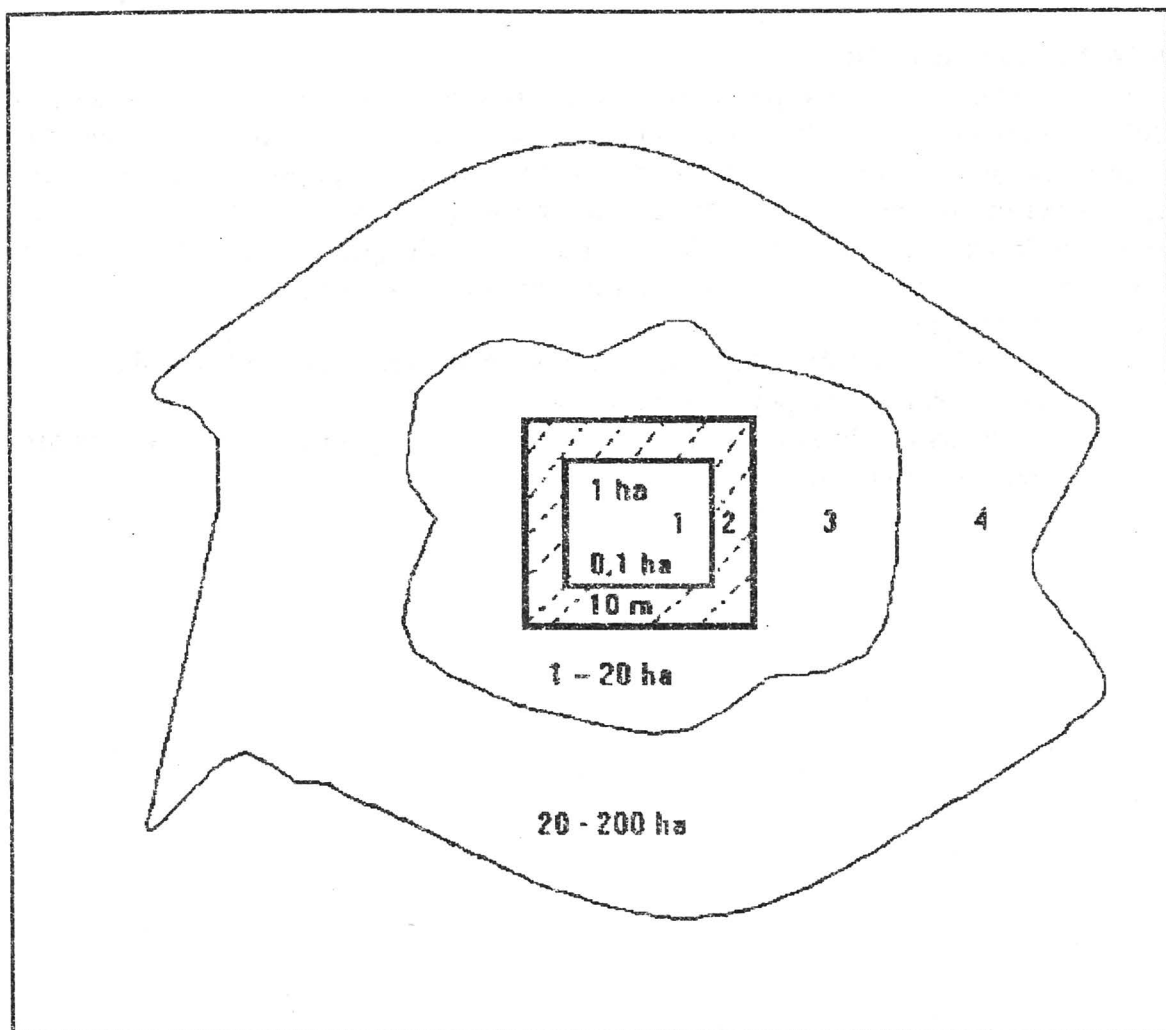


Figura 8. Schema stațiunii de prelevare a probelor în ecosistemele de pădure (după Newbold, 1967).

Doborârea trebuie organizată astfel încât să nu influențeze în mod considerabil climatul zonei de probă și al zonei tampon.

Dată fiind durata mare a generațiilor speciilor de arbori, este indicat ca metodele nedestructive să prevaleze în cadrul oricărui program de prelevare. În acest scop este necesară obținerea unor corelații între parametrii unei probe distructive relativ mici (consumatoare de timp și distructivă pentru populație) și cei ai unei probe mai mari, nedestructive, reprezentativă pentru populația a cărei producție trebuie să o evaluăm. Silvicultorii au deja o importantă bază de date de tip nedestructiv, care poate fi folosită pentru studiile de producție.

Când analiza statistică a datelor cantitative nu este necesară, prelevarea probelor se poate face non-randomizat. În acest caz, situsurile de prelevare pot fi

localizate dealungul transectelor sau pe o grilă predeterminată inclusă în cadrul ariei de prelevare. Deși pot fi eficiente, probele non-randomizate pot să nu furnizeze date adecvate analizei statistice, introducând o incertitudine nemăsurabilă în elaborarea concluziilor (Linthurst et al., 1995).

FRECVENTA PRELEVARILOR

Având în vedere faptul că populațiile componente ale diferitelor compartimente ale modelului homomorf al ecosistemului prezintă particularități distincte ale ciclurilor lor vitale, precum și necesitatea de a integra studiul oricărei populații ecosistemului integrator, frecvența prelevărilor va fi direct influențată de aceste particularități precum și de extinderea spațio-temporală a cercetării și de scopul acesteia. Totodată, având în vedere necesitatea optimizării programului de cercetare, prelevarea probelor se poate realiza diferențiat:

- în cadrul stațiilor pilot, cu o frecvență de prelevare individualizată de ciclul biologic al populațiilor respective;
- în cadrul celorlalte stații, prelevarea cu o frecvență similară pentru toate compartimentele.

5

MARIMEA PROBEI

Precizia probelor și deci calitatea datelor, este afectată și de mărimea, forma și numărul unităților de probă.

Facem mențiunea că prin unitate de probă înțelegem unitatea de suprafață sau volum prelevată din mediu printr-o singură acționare a unui dispozitiv de prelevare, iar noțiunea de mărime a probei va fi folosită pentru a desemna numărul de unități de probă (n) care sunt prelevate la un moment dat (t).

Câteva aspecte referitoare la unitatea de probă sunt esențiale:

- să fie astfel aleasă încât toate punctele habitatului să aibă șanse egale de a fi selectate;
- să aibă stabilitate sau dacă nu modificarea ei să fie ușor măsurabilă și măsurarea să se facă continuu;
- să fie ușor convertită în unități de suprafață sau volum;
- să fie ușor de delimitat în teren;
- mărimea sa să fie astfel aleasă încât raportul varianță/cost să fie rezonabil;

MĂRIMEA UNITĂȚILOR DE PROBĂ

Gradul de precizie dorit poate fi obținut prin creșterea volumului unităților de probă sau prin creșterea mărimii probei. Un număr mare de unități de probă de volum (suprafață) mic este considerat soluția cea mai bună pentru atingerea obiectivelor legate de eficiența prelevărilor. Aceasta este definită în termenii mărimii probei necesare pentru a obține aceeași precizie în estimarea parametrilor populaționali (Elliot, 1971).

Este unanim recunoscut faptul că eficiența de probare în cazul populațiilor cu distribuție spațială întâmplătoare nu este afectată de mărimea unității de probă, însă o serie de autori (Beall 1939, Finney 1946, Taylor 1953) studiind efectul mărimii unității probei asupra eficienței de probare în cazul populațiilor cu distribuție grupată au ajuns la concluzia că unitățile de probă mai mici sunt mult mai eficiente decât cele mari. Aceasta deoarece proba constituită din multe unități de probă mici presupune o serie de avantaje:

- I. Prelucrarea mai multor unități de probă cu un efort similar celui necesar prelucrării unui număr mic de unități de probă mari;
- II. Mai multe grade de libertate, fapt care permite reducerea erorii statistice;
- III. O reprezentativitate mai bună, de vreme ce mai multe unități de probă mici, acoperă o gamă mai largă a heterogenității habitatului, decât ar acoperi

puține probe mari. În general cu cât unitatea de probă este mai mică, cu atât crește acuratețea și gradul de reprezentativitate al rezultatelor obținute.

Deși soluția ideală este utilizarea unei unități de probă cât mai mică posibil, o serie de factori practici determină o limită inferioară în stabilirea mărimii unității de probă. De exemplu, mărimea pietrelor în cazul unui substrat pietros reprezintă un factor limitativ al dimensiunii unităților de probă. De asemenea, pentru animalele mobile, mărimea unității de probă trebuie să aproximeze mărimea spațiului vital al unui animal (de exemplu o galerie). Această condiție este deosebit de importantă în special în studiile de dispersie care presupun unități de probă alăturate.

De asemenea, trebuie să ținem cont de faptul că folosirea unităților de probă de dimensiuni prea mici în raport cu mărimea indivizilor populațiilor respective determină creșterea proporțională a erorii de probare datorită creșterii efectului de margine. Cu cât unitatea de probă este mai mare cu atât se reduce efectul de margine. De asemenea, efectul de margine este influențat și de mărimea indivizilor deoarece cu cât indivizii populației sunt mai mari, cu atât este mai mare probabilitatea ca un individ să cadă peste marginea cvadratului. În acest caz efectul de margine poate fi redus prin luarea în considerare numai a indivizilor care au picat de exemplu pe linia de sus și pe cea din dreapta a cvadratului și neglijarea celor care trec peste linia de jos și din stânga.

Ca urmare, alegerea mărimii "cvadratului" sau a mărimii finale a unității de probă este întotdeauna un compromis între cerințele statistice și cele practice. Există o serie de manuale care tratează pe larg problema mărimii optime a unității de probă dar, deoarece densitatea populațiilor și ca urmare, varianța prezintă fluctuații permanente, unii autori (Southwood, 1980) consideră că nu este necesar să insistăm prea mult asupra mărimii optime a unității de probă.

FORMA UNITĂȚII DE PROBĂ

În funcție de forma pe care o are unitatea de probă, efectul de margine este diferit. El este minim în cazul cercului, maxim în cazul pătratului și dreptunghiului și intermediar în cazul hexagonului (Seber, 1973), deoarece efectul de margine este proporțional cu raportul dintre perimetrul unității de probă și suprafața acesteia. Dacă suprafața totală a habitatului populației luate în studiu este împărțită în unități de probă (numerotate în vederea selecției pe baza numerelor randomizate) atunci teoretic, unitățile de probă circulare nu se pot folosi datorită spațiilor care rămân neacoperite, spații în care probabilitatea de captură este nulă, iar efortul de a diviza în hexagoane nu este justificat de reducerea erorii.

NUMĂRUL UNITĂȚILOR DE PROBĂ

Deoarece foarte multe populații au distribuție grupată, probele prelevate din aceste populații naturale prezintă o variabilitate foarte mare ceea ce face ca probele de dimensiuni mici să fie ineficiente din punct de vedere statistic. Cea mai simplă soluție de rezolvare a acestei probleme constă în folosirea unor probe de dimensiuni foarte mari ($n > 50$). Din păcate însă, în mod obișnuit triajul, identificarea și numărarea indivizilor aparținând diferitelor specii prezente în astfel de probe mari este aproape imposibil în special când probele sunt prelevate cu frecvență mare. Ca urmare, este necesar un compromis între acuratețea statistică și volumul de lucru. Următoarele metode sunt mai frecvent folosite pentru a afla numărul adecvat de unități de probă.

Astfel, dacă dintr-un mediu se extrag succesiv probe în care numărul unităților de probă crește în progresie aritmetică (5, 10, 15, 20, 25 etc.) și pentru fiecare din ele calculăm media aritmetică a parametrului urmărit, vom observa că pe măsură ce se modifică mărimea probei se modifică și valoarea mediei calculate. La un moment dat (o anumită mărime a probei), media se stabilizează într-un domeniu foarte restrâns de fluctuație. Prima probă care marchează fenomenul de stabilizare a fluctuațiilor mediei, reprezintă proba de mărime acceptabilă (optimă) pentru desfășurarea programului de cercetare. O probă mai mare ar însemna efort suplimentar, nejustificat, consum sporit de timp și de bani, iar o probă mai mică ar afecta în mod semnificativ calitatea datelor și ca urmare, ar conduce la dificultăți în interpretarea rezultatelor sau/și la concluzii eronate (Elliott, 1977; Botnariuc & Vădineanu, 1982).

Deoarece foarte frecvent este imposibil sau dificil să calculăm media la locul de prelevare (în special pentru populațiile din sol, frunzar, sedimente) și pentru că această metodă deși este simplă este și mare consumatoare de timp ea este foarte rar folosită. Cel mai frecvent mărimea probei se determină prin metode calculative.

Pentru a calcula numărul de unități de probă și a stabili mărimea probei, sunt necesare următoarele elemente:

1. Prelevarea unei probe de mărime oarecare pentru care se stabilește distribuția de frecvențe și se calculează indicii statistici care o definesc: varianța sau gradul de împrăștiere a valorilor în jurul mediei:

$$s^2 = \frac{\sum(x^2) - \bar{x}\sum x}{n-1} \quad (5.1)$$

și media aritmetică:

$$\bar{x} = \frac{\sum x}{n} \quad (5.2)$$

Pot fi folosite, ca estimate, rezultatele obținute în cadrul stațiilor pilot;

2. Stabilirea gradului de precizie sau a erorii de estimare a parametrilor. Mărimea probei poate fi calculată numai pentru o anumită valoare a erorii procentuale de estimare. Aceasta poate să fie exprimată fie față de eroarea standard a mediei ($S_{\bar{x}}$) fie în termeni de probabilitate, ca limite de încredere ale mediei. În statistică se cunoaște bine că pentru o anumită abatere standard (s) sau varianță (s^2) eroarea (deviația) standard a mediei ($S_{\bar{x}}$) este o funcție de numărul unităților de probă (n) din fiecare probă extrasă randomizat:

$$S_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{s^2}{n}} \quad (5.3)$$

Raportul dintre eroarea standard a mediei ($S_{\bar{x}}$) și media aritmetică (\bar{x}) este un indicator al gradului de precizie sau al erorii cu care estimăm valoarea reală a parametrului, sau, exprimat matematic:

$$E = \frac{S_{\bar{x}}}{\bar{x}} = \frac{1}{\bar{x}} \sqrt{\frac{s^2}{n}} \quad (5.4).$$

Pentru o serie de cercetări eroarea de 5% este considerată acceptabilă. Elliot (1977) apreciază de exemplu, că pentru populațiile bentonice o eroare de 20% este rezonabilă.

3. Stabilirea tipului de distribuție teoretică aproximat. După relația existentă între varianță (σ^2) și media aritmetică (μ) a populației statistice, parametrii estimați de indicii statistici ai probei (s^2 și respectiv \bar{x}), următoarele distribuții teoretice sunt utilizate ca modele: distribuția binomial negativă, distribuția binomial pozitivă, distribuția Poisson, distribuția normală.

Astfel, numărul unităților de probă (n) care trebuie să fie prelevate randomizat dintr-un mediu omogen sau în cazul unei distribuții normale, pentru o anumită eroare aleasă (E) se calculează după relația:

$$n = \frac{s^2}{E^2 \bar{x}} \quad (5.5).$$

În cazul în care se cunoaște că distribuția de frecvențe a probei aproximează seria Poisson ($s^2 = \bar{x}$) numărul de unități de probă este dat de relația:

$$n = \frac{1}{E^2 \bar{x}} \quad (5.6).$$

În acest caz, deoarece

$$E = \frac{1}{\sqrt{nx}} \quad \text{și} \quad n\bar{x} = \sum x,$$

precizia estimatei mediei populației depinde mai mult de numărul total de indivizi din probă ($\sum x$) decât de mărimea probei.

O serie de autori (Rojas 1964, Elliott 1977) au arătat că dacă distribuția de frecvențe a probei aproximează distribuția binomial negativă ($s^2 > \bar{x}$) atunci, pentru aceeași valoare a erorii (E), numărul optim de unități de probă se stabilește astfel:

$$n = \frac{1}{E^2} \left(\frac{1}{\bar{x}} + \frac{1}{k} \right) \quad (5.7),$$

unde k reprezintă parametrul de dispersie al distribuției binomial negative și

$$k = \frac{\bar{x}^{-2}}{s^2 - \bar{x}} \quad (5.8).$$

Când se folosește eroarea relativă exprimată în termenii limitelor de încredere (încredere) procentuale ale mediei (nivelul de încredere de 99,9%, 99%, 95%), relațiile anterioare trebuie să fie înmulțite cu t^2 , t reprezentând valorile distribuției Student (Tabelul 2). Valorile lui t sunt dependente de numărul gradelor de libertate ($n-1$) și deci, de mărimea probei (n), precum și de nivelul de încredere folosit. Pentru probe

DISTRIBUȚIA LUI t

TABELUL 2

Grade de libertate	Probabilitatea unei valori mai mari, semnul neglijat								
	0,500	0,400	0,200	0,100	0,050	0,025	0,010	0,005	0,001
1	1,000	1,376	3,078	6,314	12,706	25,452	63,657	—	—
2	0,816	1,031	1,886	2,920	4,303	6,205	9,925	14,089	31,598
3	0,765	0,978	1,638	2,353	3,182	4,176	5,841	7,453	12,941
4	0,741	0,941	1,33	2,132	2,776	3,495	4,604	5,598	8,610
5	0,727	0,920	1,476	2,015	2,571	3,163	4,032	4,773	6,859
6	0,718	0,906	1,440	1,943	2,447	2,969	3,707	4,517	5,959
7	0,711	0,896	1,415	1,895	2,365	2,841	3,499	4,029	5,405
8	0,706	0,889	1,397	1,860	2,306	2,752	3,355	3,832	5,041
9	0,703	0,883	1,383	1,833	2,262	2,685	3,250	3,690	4,781
10	0,700	0,879	1,372	1,812	2,228	2,634	3,169	3,581	4,587
11	0,697	0,876	1,363	1,796	2,201	2,593	3,106	3,497	4,437
12	0,695	0,873	1,356	1,782	2,179	2,560	3,055	3,428	4,318
13	0,694	0,870	1,350	1,771	2,160	2,533	3,012	3,372	4,221
14	0,692	0,868	1,345	1,761	2,145	2,510	2,977	3,326	4,140
15	0,691	0,866	1,341	1,753	2,131	2,490	2,947	3,286	4,073
16	0,690	0,865	1,337	1,746	2,120	2,473	2,921	3,252	4,015
17	0,689	0,863	1,333	1,740	2,110	2,458	2,898	3,222	3,965
18	0,688	0,862	1,330	1,734	2,101	2,445	2,878	3,197	3,922
19	0,688	0,861	1,328	1,729	2,093	2,433	2,861	3,174	3,883
20	0,687	0,860	1,325	1,725	2,086	2,423	2,845	3,153	3,850
21	0,686	0,859	1,323	1,721	2,080	2,414	2,831	3,135	3,919
22	0,686	0,858	1,321	1,717	2,074	2,406	2,819	3,119	3,792
23	0,685	0,858	1,319	1,714	2,069	2,398	2,807	3,104	3,767
24	0,685	0,857	1,318	1,711	2,064	2,391	2,797	3,090	3,745
25	0,684	0,856	1,316	1,708	2,060	2,385	2,787	3,078	3,725
26	0,684	0,856	1,315	1,706	2,056	2,379	2,779	3,067	3,707
27	0,684	0,855	1,314	1,703	2,052	2,373	2,771	3,056	3,690
28	0,683	0,855	1,313	1,701	2,048	2,368	2,763	3,047	3,674
29	0,683	0,854	1,311	1,699	2,045	2,364	2,756	3,038	3,659
30	0,683	0,854	1,310	1,697	2,042	2,360	2,750	3,030	3,646
35	0,682	0,852	1,306	1,690	2,030	2,342	2,724	2,996	3,591
40	0,681	0,851	1,303	1,684	2,021	2,329	2,704	2,971	3,551
45	0,680	0,850	1,301	1,680	2,014	2,319	2,690	2,952	3,520
50	0,680	0,849	1,299	1,676	2,008	2,310	2,678	2,937	3,496
55	0,679	0,849	1,297	1,673	2,004	2,304	2,669	2,925	3,476
60	0,679	0,848	1,296	1,671	2,000	2,299	2,660	2,915	3,460
70	0,678	0,847	1,294	1,667	1,994	2,290	2,648	2,899	3,435
80	0,678	0,847	1,293	1,665	1,989	2,284	2,638	2,887	3,416
90	0,678	0,846	1,291	1,662	1,986	2,279	2,631	2,878	3,402
100	0,677	0,846	1,290	1,661	1,982	2,276	2,625	2,871	3,390
120	0,677	0,845	1,289	1,658	1,980	2,270	2,617	2,860	3,373
	0,6745	0,8416	1,2816	1,6448	1,9600	2,2414	2,5758	2,8070	3,2905

după Snedecor, 1968

mai mari de 10 unități de probă și pentru nivelul de confidență de 95% t aproximează valoarea 2.

Formula generală, $n = \frac{s^2}{E^2 \bar{x}^{-2}}$, devine în acest caz:

$$n = \frac{s^2 t^2}{E^2 \bar{x}^{-2}} \quad (5.9).$$

De exemplu, dacă putem tolera limita de confidență de 95%, pentru $\pm 20\%$ valoarea reală a mediei, mărimea adecvată a probei va fi dată de relația:

$$n = \frac{2^2 s^2}{0.2^2 \bar{x}^{-2}}$$

Dacă modelul adecvat al distribuției de frecvențe este reprezentat de seria Poisson, atunci:

$$n = \frac{t^2}{E^2 \bar{x}} \quad (5.10).$$

iar dacă modelul adecvat al distribuției de frecvențe este reprezentat de distribuția binomial negativă, atunci:

$$n = \frac{t^2}{E^2} \left(\frac{1}{\bar{x}} + \frac{1}{k} \right) \quad (5.11)$$

Subliniem faptul că valoarea calculată a mărimii probei (n) reprezintă o valoare optimă, obținută pe baza unor estimate preliminare ale mediei (\bar{x}) și deviației standard (s) a unei probe de mărime oarecare extrasă la întâmplare și aceasta nu ține cont de faptul că orice parametru populațional prezintă o dinamică în timp. Datorită acestor limite Southwood (1980) consideră că introducerea lui t conferă numai senzația de precizie.

Deoarece valoarea lui n variază considerabil de-a lungul anului și pentru diferite specii care se prelevează concomitent, Elliott (1977) consideră că asumarea riscului că distribuția este normală și folosirea formulei generale de determinare a mărimii probei este adecvată pentru cele mai multe studii.

Acuratețea tehnicii de prelevare a probelor mai poate fi verificată reprezentând grafic distribuția de frecvențe a numărului de indivizi sau, altfel spus, numărul de unități de probă (care conțin 1, 2, 3, ... indivizi) funcție de numărul de indivizi/unitatea de probă. Dacă histograma prezintă o singură modă, și marea majoritate a unităților de probă prezintă cam același număr de indivizi, atunci atât mărimea unității de probă cât și numărul și distribuția acestora au fost adecvate. Însă, dacă distribuția de frecvențe este bimodală, cu un număr mare de quadrate conținând zero indivizi și cu un maxim secundar la același nivel, atunci există un

risc ca proba să fie nereprezentativă. În acest caz, distribuția populației poate fi grupată și unele grupări mari au fost omise sau incluse accidental în schema de prelevare. Aceasta indică necesitatea de a crește mărimea unității de probă, a numărului de unități de probă sau a amândurora.

6

PROGRAMUL DE PRELUCRARE A PROBELOR

O dată prelevate probele trebuie etichetate, conservate, transportate în laborator și prelucrate. Această fază a programului de cercetare este esențială deoarece de ea depinde succesul etapelor următoare.

ETICHETAREA PROBELOR

Etichetarea probelor se face în teren, imediat după prelevare. Etichetele trebuie să fie clare, precise și concise. Ele conțin locul de prelevare, stația, data, adâncimea și orice alt indiciu care individualizează proba. Codurile și remarcile conținute de etichetă trebuie să fie identice cu cele conținute în registrele de teren. Trebuie să se evite prescurtările care pot crea confuzie în identificarea probelor, plasarea etichetelor în exteriorul ambalajului și deci posibilitatea ca eticheta să se șteargă sau să se piardă, utilizarea cernelurilor care se pot dizolva în apă sau în alcool (în cazul în care proba este conservată în alcool). Cel mai frecvent se folosesc etichetele scrise cu creion negru pe hârtie de calc sau cele imprimate cu aparate speciale pe bandă autocolantă de plastic.

CONSERVAREA PROBELOR

De cele mai multe ori, nu este posibilă prelucrarea imediată a probelor în teren. Ca urmare este necesară conservarea lor. Metodele de conservare sunt variate și ele depind de scopul urmărit, de tipul populației și de perioada de timp pentru care este necesară conservarea. Probele prelevate în vederea determinării componenței specifice, diversității, densității numerice și a tipului de distribuție spațială sunt de obicei conservate în formalină de concentrație finală 4%. Tamponarea formalinei cu borax sau hexa-metilen-tetramina până la pH neutru sau ușor alcalin, este un proces determinant care reduce la minimum dizolvarea de exemplu, a cochiliilor de ostracode și moluște.

După trierea probelor, animalele pot fi păstrate în alcool 70-80% cu glicerină 5%.

În cazul oligochetelor, turbelariatelor, și hirudineelor care se contractă puternic în urma fixării directe în formol sau alcool, făcând dificilă atât identificarea lor cât și măsurarea în vederea calculării producției, ideală este narcotizarea în apă carbonată sau clorură de magneziu (75g/l) pentru aproximativ 10 minute, apoi fixarea în formol și în cele din urmă trecerea în alcool (Brinkhurst 1971, EPA 1990). Deoarece acest lucru este dificil de realizat în teren, câteva specimene reprezentative sunt extrase din

probele calitative și supuse acestui tratament, cu montarea ulterioară pe lame, sau sunt transportate vii în laborator în vederea identificării lor.

Ca urmare a pierderilor apreciabile de greutate (prin degradarea grăsimilor) datorate conservării în formalină (10 - 20%) și a celor datorate conservării în alcool care se apreciază a fi și mai mari, determinările de biomasă (grame substanță uscată) și cele ale valorii calorice pot fi efectuate doar pe probe conservate prin înghețare sau uscare .

În cazul probelor de fitoplancton se recomandă ca fixarea și conservarea probelor să se facă în soluție Lugol, considerată a fi cel mai bun conservant pentru acest grup, care în plus, are și proprietatea de a facilita sedimentarea și de a clarifica cilia și flagelii făcând astfel mai ușoară identificarea și estimarea densității numerice (Vollenweider et al., 1969).

O metodă simplă de conservare pe termen scurt (ore) a probelor (în vederea determinării biomasei bacteriene folosind metoda cu ATP, a greutății umede a plantelor, vegetației submerse și a unor nevertebrate etc.) este plasarea lor în frigider sau lăzi frigorifice portabile în care probele pot fi menținute pentru câteva ore, fără a se deteriora (de obicei în timpul transportului către laborator). Temperatura scăzută din aceste incinte permite menținerea proceselor metabolice la nivel minim și ca urmare, conservarea probelor. Materialul vegetal este plasat în pungi de plastic. O dată aduse în laborator aceste probe trebuie prelucrate în timpul cel mai scurt, în concordanță cu cerințele metodelor ce urmează a fi aplicate.

Pentru a determina valoarea calorică a biomasei, conținutul în azot, fosfor, metale grele etc. este necesară uscarea prealabilă a probelor. Uscarea se face până la greutate constantă și în timpul uscării temperatura nu trebuie să depășească 105 °C, deoarece acest lucru ar duce la subestimarea valorii calorice și la erori semnificative în estimarea celorlalți parametri ca urmare a degradării grăsimilor până la acizi grași. De asemenea, pentru determinarea concentrației unor metale grele în biomasă, în timpul uscării nu trebuie să se depășească temperatura de 60 °C, temperatură la care o serie de metale se pot pierde datorită volatilității ridicate a compușilor lor (de exemplu Hg).

Luând în considerare aspectele menționate, subliniem încă o dată necesitatea unei planificări riguroase a deplasărilor în teren, ținând cont de toate aspectele metodologice, organizatorice și logistice.

SORTAREA ORGANISMELOR

Toate metodele de prelevare a faunei bentonice, din sol sau litieră implică colectarea acestora împreună cu o parte a substratului. Ca urmare, pentru reducerea volumului unităților de probă, în vederea ușurării trierii organismelor conținute, se practică cernerea uscată (pentru indivizi de talie relativ mare din sol friabil sau frunze căzute) sau probele se spală, sub apă, în teren, prin site ale căror ochiuri au dimensiuni diferite, în funcție de dimensiunea indivizilor speciilor studiate. Spălarea se face imediat după ce proba a fost prelevată și organismele sunt încă vii, deoarece, odată conservate, multe organisme devin foarte fragile și supuse cernerii se rup sau își pierd o serie de caractere utile pentru identificare.

Sortarea organismelor se poate face prin metoda triajului manual macroscopic (de exemplu pentru moluște, lumbricide și alte organisme de talie mare), folosind un microscop de putere mică (2x) sau un stereomicroscop pentru alte componente, de dimensiuni mai mici. Această metodă are avantajul că teoretic permite separarea

tuturor stadiilor, mobile și imobile, a tuturor indivizilor prelevați indiferent de comportamentul indivizilor respectivi sau de natura substratului. De asemenea, probele destinate triajului manual pot fi conservate pe timp îndelungat prin formolizare sau înghețare. Dezavantajul metodei constă în faptul că este mare consumatoare de timp, că indivizii prezenți pot fi lezați sau fragmentați în timpul triajului și că nu poate diferenția între indivizii care erau morți în momentul prelevării și cei care erau vii.

Metodele de flotatie (cu clorură de sodiu, clorură de calciu, sulfat de magneziu, silicat de sodiu, soluție de sucroză, etc) citate de diferiți autori au o eficiență limitată în funcție de încărcătura organică din probe și de grupul taxonomic, putând induce o subestimare a abundenței unor taxoni.

Metodele de colorare cu roșu bengal sau fuxina B (100 g/l etanol) par să scurteze timpul de triere, dar în același timp influențează negativ procesul de identificare a unor grupe taxonomice.

Pentru populațiile din litieră sau sol friabil este posibilă folosirea aparatului Tulgren, care permite trierea indivizilor populațiilor hipogee prin mecanismul fototropismului negativ (Fig. 9).

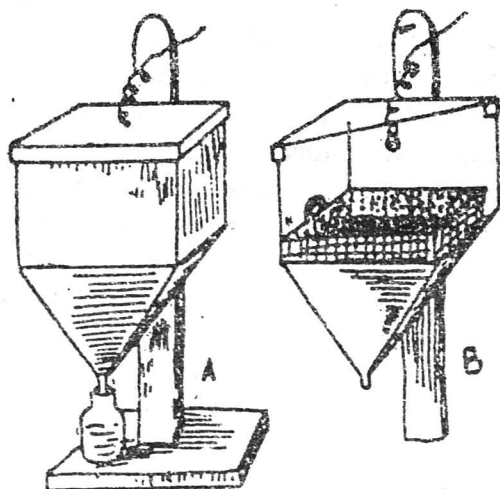


Figura 9. Dispozitivul Tulgren pentru triajul nevertebratelor prin mecanismul fototropismului negativ.

IDENTIFICAREA

Identificarea la gen și specie a organismelor necesită adesea un microscop cu o putere de mărire de 1000x, dotat uneori cu contrast de fază sau fluorescență.

Efectuarea preparatelor microscopice în vederea identificării organismelor necesită tehnici specifice de grup. Deși aceste metode sunt mari consumatoare de timp și necesită un efort mai mare, ele dau rezultate mai bune și în unele cazuri (de exp. cel al unor specii ale fitoplanctonului, zooplanctonului, micro și meiobentosului) sunt singurele aplicabile.

Pentru identificare, indivizii aparținând unor grupe taxonomice trebuie să fie trecuți prin soluții de clarificare de tipul soluției Lugol (componentele fitoplanctonului), KOH (chironomidele, plecopterele, terichopterele, efemerele) sau lactofenolului Aman

(oligochetele), timp variabil (de la câteva ore la câteva zile), în funcție de mărimea indivizilor. Căldura aplicată cu blândețe poate mări viteza de clarificare. În cazul în care indivizii respectivi au fost ținuți în alcool 70-80%, ei vor fi trecuți inițial în alcool 30% apoi pentru un timp scurt (nu mai mult de două ore) în apă. Aceasta deoarece alcoolul întârzie clarificarea (EPA, 1990).

În scop comparativ și de control al calității identificării, o colecție de referință a speciilor identificate este necesară în fiecare laborator. Acestea pot fi păstrate pe timp nelimitat fie în formalină tamponată, fie sub formă de preparate fixe, montate în medii gudronate de tipul balsamului de Canada.

Datele primare obținute în urma desfășurării programului de prelevare și prelucrare a probelor stau la baza estimării parametrilor structurali și funcționali ai populațiilor studiate.

7

ESTIMAREA MĂRIMII POPULAȚIILOR NATURALE

Mărimea populației (efectivul) reprezintă principalul parametru de stare structural care caracterizează orice populație naturală. Acest parametru se află în strânsă interdependență cu ceilalți parametri structurali de stare pe care-i influențează și de care este influențat profund.

7.1. MODALITĂȚI DE EXPRIMARE:

Cel mai frecvent, efectivul populațiilor naturale (N) se exprimă ca număr de indivizi raportat la unitatea de suprafață sau volum a ecosistemului care integrează populația dată. Acest mod de exprimare reprezintă unitatea de măsură larg folosită în ecologie și cunoscută ca densitate absolută. Densitatea absolută se poate exprima nu numai numeric (ind/m^2 sau ind/m^3) dar și gravimetric (g sau mg/m^2 respectiv g/m^3). Dacă avem însă în vedere faptul că majoritatea populațiilor animale și vegetale au o distribuție spațială grupată și că efectul fluctuațiilor unor factori de mediu asupra proceselor majore răspunzătoare de modificarea în timp a mărimii populațiilor sunt dependente de densitate, atunci apare clar faptul că exprimarea mărimii unei populații ca densitate absolută nu este întotdeauna satisfăcătoare. Ca urmare, se conturează necesitatea calculării densității ecologice, care reprezintă numărul de indivizi raportat la unitatea de suprafață sau volum locuită efectiv de populație în cadrul ecosistemului. Aceasta ar permite corelarea cât mai corectă a o serie de răspunsuri ale populației naturale, exprimate prin valori distincte ale mărimii populației, cu presiunea variată a factorilor dependenți de densitate. Calcularea densității ecologice reprezintă o problemă dificilă pentru că presupune pe de o parte determinarea cu acuratețe a modului de distribuție spațială precum și modificarea sa în timp, iar pe de altă parte, determinarea mărimii grupărilor de indivizi (vezi capitlul 10).

În anumite situații, când cercetarea se desfășoară după un program simplificat, pentru a realiza o caracterizare foarte generală a populațiilor și a ecosistemelor dintr-o zonă geografică, datele de care dispunem ne permit doar aprecieri de genul: "zona A" conține mai mulți indivizi din populația "x" decât "zona B", fără a putea determina densitatea absolută. Acest mod de exprimare a mărimii populației reprezintă densitatea relativă care se apropie mai mult de un indice de abundență cu valoare orientativă asupra rolului posibil al fiecărei populații (Botnariuc & Vădineanu, 1982).

7.2. METODE DE DETERMINARE A DENSITĂȚII ABSOLUTE

Exceptând cazul câtorva populații naturale (populația umană, specii de arbori sau mamifere mari care populează suprafețe restrânse) pentru care este posibilă determinarea efectivului total absolut pe baza numărării tuturor indivizilor acelei populații, modalitate directă și ideală în ceea ce privește gradul de precizie, densitatea absolută sau cea ecologică se estimează pe baza prelevării și analizei probelor.

Metodele de estimare a efectivului prezintă particularități distincte atunci când sunt aplicate populațiilor de plante și animale sesile sau relativ imobile^{*} față de populațiile de animale caracterizate prin mobilitate mare. În acest ultim caz, metoda este cunoscută ca metoda capturării, marcării, eliberării și recapturării simple sau multiple.

7.2.1. ESTIMAREA EFECTIVULUI POPULAȚIILOR NATURALE PE BAZA PRELEVĂRII ȘI ANALIZEI PROBELOR

Metoda este aplicabilă, prin excelență, populațiilor de plante (în acest caz fiind cunoscută ca "metoda pătratelor"), dar și populațiilor de animale sesile (în marea lor majoritate nevertebrate) și mobile în cazul în care indivizii acestor populații sunt extrași din mediul lor și apoi sunt numărați (populațiile zooplanctonice) sau în cazul în care aceștia prezintă o mobilitate moderată care nu permite ca un individ să fie numărat de două ori (omizile de pe iarbă sau arbori, păsările cântătoare cu comportament de teritorialitate, mamifere mari urmărite pe suprafețe largi și numărate "rapid" din elicopter).

Principiul metodei constă în prelevarea la fiecare moment stabilit pentru estimarea mărimii populației a unei probe alcătuită din "n" unități de probă, de formă și mărime convenabil aleasă. Forma, mărimea, numărul unităților de probă precum și configurația stațiilor de prelevare reprezintă elemente esențiale care influențează precizia estimării. Ca urmare, acestea sunt elemente esențiale care se au în vedere la stabilirea programului de cercetare în așa fel încât să asigure, pentru fiecare populație sau grup de organisme, în raport cu particularitățile lor biologice, estimarea densității în limitele erorii admise. Deși metoda este denumită adesea "metoda pătratelor" facem mențiunea că unitatea de probă poate fi dreptunghiulară, circulară, hexagonală, cilindrică.

Numărul de indivizi prezent în fiecare unitate de probă poate fi determinat direct, în teren (pentru populațiile de plante) sau, în cazul populațiilor bentonice, planctonice, din sol sau litieră, probele sunt conservate, triate în laborator și numai apoi se poate determina numărul de indivizi din fiecare unitate de probă. Valorile astfel obținute sunt supuse analizei statistice care reduce datele empirice ale probei la valorile a doi indici statistici, și anume:

- numărul mediu de indivizi/unitatea de probă:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (7.1)$$

* Prin indivizi relativ imobili înțelegem acei indivizi a căror mobilitate nu le permite să pătrundă sau să părăsească aria de prelevare pe durata intervalului de timp necesar prelevării probei.

- varianța (domeniul de dispersie al valorilor individuale în jurul valorii medii):

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i^2) - \bar{x} \sum_{i=1}^n (x_i)}{n-1} \quad (7.2)$$

unde: x_i reprezintă numărul de indivizi în unitatea de probă i ; $i = 1, 2, \dots, n$.

Cunoscând cu precizie suprafața sau volumul unității de probă se extrapolează rezultatul privind numărul mediu de indivizi/unitatea de probă la unitatea de suprafață sau volum standard (m^2 sau m^3), obținându-se astfel densitatea medie a populației ($N = \text{ind}/m^2$ sau ind/m^3) și varianța corespunzătoare. Efectivul total al populației se obține înmulțind densitatea medie pe unitatea de suprafață cu suprafața totală a ecosistemului care integrează populația dată sau înmulțind media numărului de indivizi pe unitatea de probă cu raportul dintre suprafața totală și cea a unității de probă.

Nu trebuie să se uite faptul că densitatea medie absolută calculată astfel, pe baza unei probe alcătuite din "n" unități de probă, reprezintă o estimată a valorii reale a densității absolute a populației. Pentru a aprecia acuratețea estimării mediei efectivului populației folosind media unităților de probă, trebuie să specificăm eroarea cu care realizăm această estimare. Eroarea de estimare a efectivului este exprimată în mod obișnuit ca limite de confidență ale mediei care definesc domeniul în care poate exista media reală a populației (μ) pentru nivelul de încredere ales. Ca urmare, estimata mediei reale μ se scrie adesea ca $\bar{x} \pm$ eroarea standard:

$$\bar{x} \pm \sqrt{\frac{s^2}{n}}$$

Pe măsură ce mărimea probei (n) crește, eroarea standard descrește și estimata mediei populației \bar{x} se apropie de media reală μ .

INTERVALUL DE ÎNCREDERE AL MEDIEI ESTIMATE A POPULAȚIEI este calculat diferențiat pentru fiecare din situațiile următoare (Elliot, 1977):

A. PROBE MARI ($n \geq 30$);

Dacă prelevarea s-a făcut randomizat se poate aplica teorema limitei centrale. Ca urmare, media probei (\bar{x}) este doar una din mediile posibile care sunt distribuite normal în jurul mediei reale a populației (μ). Într-o distribuție normală 95% din valori se află în domeniul definit de o parte și de alta a mediei de valoarea 1,96 înmulțită cu eroarea standard. Deci, 95% din estimatele posibile ale mediei, se vor distribui în intervalul menționat mai sus. Șansele ca o estimată a medie să se situeze în acest interval sunt de 95 la 5 ($P = 0,95$ sau $p = 0,05$). Există aceeași probabilitate ca media reală (μ) a populației să se găsească în intervalul definit de produsul ($1,96 \cdot$ eroarea standard) de fiecare parte a mediei probei (\bar{x}) și limitele acestui interval reprezintă limitele de confidență de 95%.

Limita inferioară este $(\bar{x} - 1,96 * \text{eroarea standard})$, iar cea superioară $(\bar{x} + 1,96 * \text{eroarea standard})$. Mai exact, limitele de confidență pot fi calculate pe baza următoarelor relații:

$$\bar{x} - t\sqrt{s^2/n} \quad \text{și} \quad \bar{x} + t\sqrt{s^2/n} \quad (7.3)$$

unde:

\bar{x} = numărul mediu de indivizi/unitatea de probă;

$\sqrt{s^2/n}$ = eroarea standard a mediei;

t = valorile distribuției t - Student pentru nivelul de încredere ales și numărul de grade de libertate corespunzător (Tabelul 2).

După cum se poate observa în tabelul 2, valorile t depind de numărul gradelor de libertate $(n-1)$ și cresc pe măsură ce numărul gradelor de libertate descrește. De asemenea, se observă că pentru limitele de 95% ($p \geq 0,05$) și pentru un număr de grade de libertate mai mare de aproximativ 30, valorile lui t pot fi approximate de valoarea 2. Ca urmare relația de calcul a intervalului de încredere a mediei pentru probe mai mari de 30 devine:

$$\bar{x} \pm 2\sqrt{s^2/n} \quad (7.4)$$

B. PROBE MICI ($n < 30$)

- ◆ Distribuția normală nu poate fi folosită în cazul probelor mici, dar seria Poisson, atunci când $nm > 30$ ($m = \bar{x} = s^2$), reprezintă o excepție. Ca urmare, în acest caz, limitele de confidență se calculează după relațiile:

$$\bar{x} - t\sqrt{\frac{\bar{x}}{n}} \quad \text{și} \quad \bar{x} + t\sqrt{\frac{\bar{x}}{n}} \quad (7.5)$$

valorile lui t fiind cele din tabelul 2, pentru nivelul de încredere ales și pentru numărul potrivit de grade de libertate $(n-1)$.

- ◆ Dacă $\bar{x} = s^2$ și $nm < 30$, sau când limitele de confidență trebuie calculate pe baza unei singure valori care se presupune a fi din seria Poisson, limitele de încredere ale mediei se pot citi direct în figura 10, pentru o valoare "c", care poate fi media estimată (\bar{x}) sau o singură valoare a seriei Poisson.

În ultimul caz, acuratețea estimării depinde de mărimea valorii lui "c". Ca urmare, dacă distribuția Poisson reprezintă modelul adecvat, o estimare mai bună a mărimii populației presupune fie creșterea unității de probă, fie combinarea mai multor unități de probă mici. Diagrame similare celei din figura 10 pot fi folosite și pentru determinarea limitelor de încredere în cazul în care $c > 30$ (până la 300).

- ◆ Dacă $s^2 > \bar{x}$ și modelul aproximat de distribuția de frecvențe este reprezentat de distribuția binomial negativă, nu se pot aplica direct metodele specifice

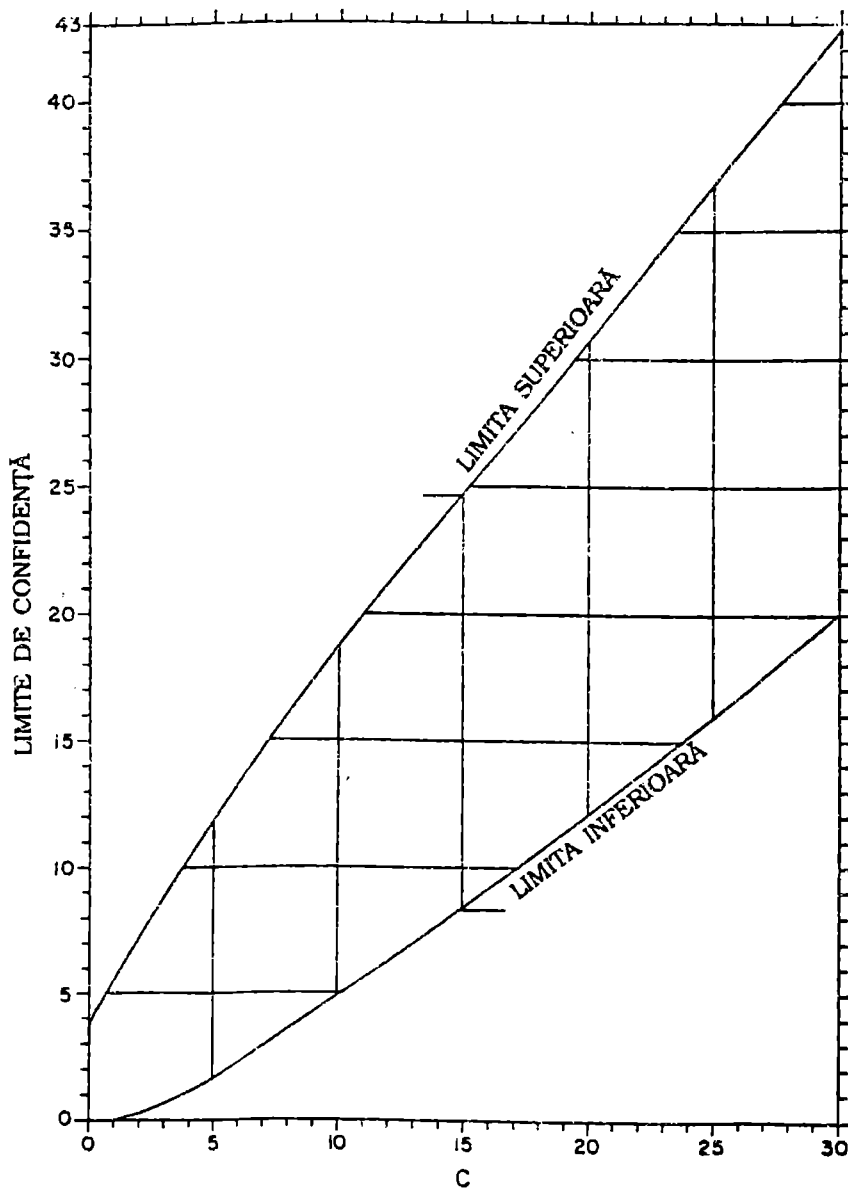


Figura 10. Limitele de încredere de 95% pentru valoarea "c" în cazul seriei Poisson. "c" reprezintă o singură valoare a seriei Poisson sau media ($\bar{x} = m$) unei probe mici cu $nm < 30$.

Exemplu: Pentru $c = 15$, limita superioară a intervalului de încredere de 95% este 24,5, iar cea inferioară este 8,5. Ca urmare, media reală a populației se situează în intervalul 8,5 - 24,5 ind./u.p. cu o probabilitate de 0,95 (Elliot, 1977).

distribuției normale. Pentru a putea aplica metodele specifice distribuției normale este necesară transformarea valorilor originale. Cum marea majoritate a populațiilor au distribuție grupată (aproximată de distribuția binomial negativă), transformarea este necesară destul de frecvent. Transformările adecvate sunt obținute pornind de la distribuția binomial negativă, legea lui Taylor sau de la transformarea logaritmică.

(1) Distribuția binomial negativă:

Alegerea transformării potrivite depinde de valoarea \bar{x} și k .

Înlocuirea fiecărei valori x a probei cu o valoare y , după relația:

$$y = \log_{10} \left(x + \frac{k}{2} \right) \quad (7.6)$$

reprezintă cea mai simplă transformare, pentru $\bar{x} \geq 15$ și pentru $2 \leq k \leq 5$. Ca urmare, media valorilor transformate este:

$$\bar{y} = \frac{\sum y}{n} \quad (7.7)$$

Distribuția valorilor transformate este aproximativ normală și varianța asociată acestora este cuprinsă în tabelul 3.

În acest caz limitele de confidență de 95% pentru \bar{y} sunt date de relația:

$$\bar{y} \pm t \sqrt{\frac{s_y^2}{n}} \quad (7.8)$$

unde n = mărimea probei iar t valorile testului t - Student.

Aceste limite sunt retransformate la scara originală pentru a obține limitele de încredere ale mediei estimate (\bar{x}), folosind următoarea relație:

$$\text{anti log} \left(\bar{y} \pm t \sqrt{\frac{s_y^2}{n}} \right) - \frac{k}{2} \quad (7.9)$$

Media derivată din valorile transformate (antilog $\bar{y} - k/2$) va fi întotdeauna mai mică decât media aritmetică (\bar{x}), exceptând situația în care $n = 1$. Estimarea efectivului pe baza unor probe foarte mici care aproximează o distribuție binomial negativă, este doar una grosieră deoarece intervalul de încredere în aceste situații este extrem de larg. Ca urmare, în astfel de situații, pentru a asigura o estimată mai bună a mărimii populației, este necesară utilizarea unor probe mai mari ($n \geq 10$).

(2) Legea lui Taylor:

Dacă legea lui Taylor (vezi capitolul 10) este potrivită pentru o serie de probe, atunci transformarea care ar stabiliza varianța este:

$$y = x^p \quad (7.10)$$

unde y = valorile transformate; x = valorile originale; $p = 1 - b/2$ iar b reprezintă parametrul populației care variază continuu de la zero în cazul distribuției uniforme la infinit în cazul distribuției grupate.

Când $b = 2$ ($p = 0$) se folosește transformarea logaritmică.

Limitele de încredere de 95% pentru valorile mediei \bar{y} sunt date de relația:

$$\bar{y} \pm t \sqrt{\frac{s_y^2}{n}} \quad (7.11).$$

Aceste limite și media \bar{y} trebuie retransformate la scala originală pentru a obține media derivată:

$$\text{anti log} \left(\frac{\log \bar{y}}{p} \right) \quad (7.12)$$

și limitele ei de confidență.

Tabelul 3. Varianța (s_y^2) valorilor distribuției binomial negative transformate pentru $\bar{x} \geq 15$ și $2 \leq k \leq 5$ (după Elliott, 1977).

k	s_y^2	k	s_y^2	k	s_y^2	k	s_y^2
2.0	0.1216	2.8	0.0808	3.6	0.0603	4.4	0.0481
2.1	0.1145	2.9	0.0775	3.7	0.0585	4.5	0.0469
2.2	0.1081	3.0	0.0745	3.8	0.0567	4.6	0.0458
2.3	0.1023	3.1	0.0717	3.9	0.0551	4.7	0.0447
2.4	0.0972	3.2	0.0691	4.0	0.0535	4.8	0.0437
2.5	0.0925	3.3	0.0667	4.1	0.0521	4.9	0.0427
2.6	0.0882	3.4	0.0644	4.2	0.0507	5.0	0.0417
2.7	0.0843	3.5	0.0623	4.3	0.0494		

(3) Transformarea logaritmică:

Când pentru distribuția binomial negativă $k \approx 2$ sau coeficientul de regresie b din relația care caracterizează legea lui Taylor aproximează valoarea 2 și x nu ia valoarea 0, atunci transformarea adecvată este:

$$y = \log_{10} x \quad (7.13).$$

Când x ia și valoarea 0, se aplică transformarea:

$$y = \log_{10}(x + 1) \quad (7.14)$$

Această transformare este adecvată, de asemenea, și în cazul probelor mici dintr-o populație cu distribuție grupată, în cazul în care alte transformări nu sunt aplicabile sau pentru cazurile în care proba este prea mică pentru a justifica o transformare mai complicată. Această transformare este ușor de aplicat, satisface cel

mai important scop al transformării (acela de a stabiliza varianța) și permite exprimarea limitelor de confidență sub forma mediei derivate înmulțită și împărțită la o anumită valoare.

Media valorilor transformate (\bar{y}) este:

$$\bar{y} = \frac{\sum \log x}{n} \quad (7.15)$$

iar intervalul de încredere de 95% al mediei valorilor transformate este:

$$\bar{y} \pm t \sqrt{\frac{s_y^2}{n}} \quad (7.16)$$

Antilogaritmul acestor limite reprezintă limitele de confidență de 95% ale mediei populației.

Media derivată din valorile transformate (antilog \bar{y}) este egală cu media geometrică a valorilor originale și este întotdeauna mai mică decât media aritmetică (\bar{x}) a valorilor originale. Acest lucru trebuie avut în vedere atunci când se compară mediile între ele.

Când limitele de confidență sunt scrise după media derivată (antilog \bar{y} , ele trebuie să fie exprimate ca antilog și \pm scării logaritmice devine \pm scării aritmetice.

De exemplu, dacă $\bar{y} = 2$, eroarea standard a mediei = 0,15 și $t = 2$, atunci

$\bar{y} \pm t \sqrt{\frac{s_y^2}{n}} = 2 \pm 0,3$ iar limitele de încredere ale mediei derivate, sunt date de antilogaritmul acestor valori și se exprimă: $100/2 = 50$ (limita inferioară) și $100 * 2 = 200$ (limita superioară) și nu 100 ± 2 . Ca urmare, șansele sunt de 19 la 1 (sau de 95 la 5) ca media reală a populației să se afle în domeniul de la 50 la 200.

Deoarece, așa cum am menționat, media geometrică subestimează media aritmetică a populației, pentru exprimarea efectivului populațiilor naturale este mai corectă utilizarea mediei aritmetice a probei (\bar{x}).

Nu există, însă, o metodă de estimare a limitelor de încredere ale mediei aritmetice a probelor mici (cu o distribuție grupată). Ca urmare, pentru exprimarea cât mai corectă a efectivului populațiilor naturale, estimat pe baza unor probe de mărime mică, Elliot (1977) sugerează o soluție de compromis care constă în aplicarea

factorului derivat din transformarea logaritmică ($\pm \text{antilog } t \sqrt{\frac{s_y^2}{n}}$) la media aritmetică.

Astfel, limita inferioară a intervalului de încredere al mediei pentru probabilitatea de 95% devine:

$$\bar{x} / \text{antilog } t \sqrt{\frac{s_y^2}{n}} \quad (7.17),$$

iar cea superioară:

$$\bar{x} * \text{antilog} t \sqrt{\frac{s^2}{n}} \quad (7.18).$$

• Dacă $s^2 < \bar{x}$ se pot folosi metodele specifice distribuției normale, dacă sunt satisfăcute următoarele condiții: parametrul k să aibă valori cuprinse în intervalul 10 - 30 și probabilitatea p ca orice punct de pe suprafața unității de probă să fie ocupat de un individ să fie între 0,4 și 0,9. Dacă $k > 30$, atunci p se poate situa în intervalul $0,1 < p > 0,9$. Aceste metode specifice seriei binomiale negative sunt foarte rar necesare și ca urmare, nu vor fi detaliate în lucrarea de față.

În general, pentru a asigura estimarea densității populațiilor în limitele unei erori admisibile este necesară satisfacerea mai multor condiții, după cum urmează:

- pe durata prelevării probelor, mărimea populației nu trebuie să se schimbe ca urmare a intrărilor sau ieșirilor de indivizi din populație;
- cunoașterea cu exactitate a suprafeței sau volumului unității de probă;
- extragerea unităților de probă trebuie să se efectueze astfel încât să se surprindă heterogenitatea condițiilor de mediu de care depinde, în mare măsură, tipul de distribuție spațială și să se asigure reprezentativitatea probei pentru populația studiată;
- numărul de indivizi din fiecare probă trebuie să fie determinat cu exactitate sau să se estimeze cu eroare cât mai mică (De exemplu, în cazul unităților de probă extrase pentru determinarea densității populațiilor planctonice nu se pot număra toți indivizii și, ca urmare, numărul de indivizi din fiecare unitate de probă se estimează pe baza analizei unor subprobe);
- deși este o etapă mare consumatoare de timp, trebuie realizată analiza unitară a tuturor unităților de probă ce s-au stabilit a fi extrase.

7.2.2 ESTIMAREA EFECTIVULUI POPULAȚIILOR PE BAZA METODELOR DE CAPTURARE, MARCARE, ELIBERARE ȘI RECAPTURARE (CMER).

Studiind populațiile păsărilor de apă, Peterson (1889) și apoi Lincoln (1930) au dezvoltat independent o metodă de marcare pe baza căreia poate fi estimat efectivul total al populațiilor naturale. Principiul de bază al acestei metode constă în aceea că, dacă o anumită proporție din numărul total de indivizi ai unei populații este marcată într-un anumit fel, eliberată în populație, și după un anumit interval de timp - în care indivizii marcați s-au răspândit printre ceilalți indivizi ai populației - este prelevată o nouă probă, proporția indivizilor marcați și existenți în proba a doua din totalul indivizilor prezenți în cea de-a doua probă este similară proporției numărului total de indivizi marcați și eliberați în efectivul total al populației. Cum primele trei valori sunt cunoscute, ultima poate fi ușor calculată. Așa cum vom prezenta în cele ce urmează, această metodă a fost considerabil dezvoltată și îmbunătățită, reprezentând principala alternativă de estimare a densității absolute la metodele prezentate în capitolul anterior.

Principalul avantaj al acestei metode constă în aceea că permite estimarea mărimii populațiilor cu indivizi mobili și că acuratețea estimatei nu depinde de mărimea probei. Există o serie de alte metode care folosesc indivizi marcați dar care au la bază principii diferite de principiul indicelui Lincoln.

O cerință premergătoare aplicării acestor metode este aceea ca tehnica de marcarea folosită să nu afecteze în nici un fel indivizii care poartă marcă, astfel încât o dată eliberați aceștia să prezinte un comportament normal, să aibă o longevitate similară celorlalți indivizi ai populației care nu poartă marcă, iar când sunt recapturați să poată fi recunoscuți. Astfel de tehnici de marcarea pot fi folosite nu numai pentru estimarea efectivului populațiilor cu indivizi mobili, dar și pentru studii de comportament, dispersie, longevitate, rată a creșterii etc.

CERINȚELE TEHNICILOR DE MARCARE

Orice tehnică de marcarea a indivizilor populațiilor naturale trebuie să răspundă mai multor cerințe:

- Să nu afecteze longevitatea sau comportamentul individului care poartă marca. Acest lucru trebuie pus în evidență pentru fiecare caz particular (marcă/specie/vârsta individului/sex/etc.), fie în condiții de laborator, fie direct în teren. Aprecierea efectului mărcii asupra indivizilor marcați se face prin urmărirea loturilor de indivizi marcați și nemarcați și compararea acestora din punct de vedere comportamental sau al longevității. De asemenea, se poate compara longevitatea indivizilor care poartă un număr diferit de mărci.

Aceasta este o cerință fundamentală deoarece este demonstrat faptul că, de exemplu:

- * deși o serie de pigmenți utilizați în tehnicile de marcarea nu sunt toxici, solvenții lor sunt adesea toxici;
- * stadiile juvenile ale multor populații sunt, de obicei, mai sensibile la acțiunea substanțelor toxice utilizate în marcarea decât stadiile adulte;
- * anumite tipuri de mărci aplicate juvenilor (de exemplu etichete aplicate pe aripile insectelor) pot influența dezvoltarea ulterioară a segmentelor corporale care le poartă (aripi distorsionate) afectând indirect longevitatea individului purtător.

- Să nu influențeze în nici un fel relația pradă - prădător prin distrugerea sau accentuarea camuflajului natural al individului purtător. Aprecierea efectului mărcii asupra acestei relații se face prin compararea loturilor de indivizi care poartă mărci vizibile cu loturi de indivizi care poartă mărci invizibile, care sunt de obicei, mai costisitoare (atât din punct de vedere financiar cât și din punct de vedere al volumului de timp necesar pentru marcarea și pentru identificarea mărcii);

- Marca să fie durabilă. O serie de coloranți, pudră sau lac, pot fi spălați lăsând animalul aparent nemarcat. Unele pudre fosforescente își pot pierde această proprietate prin expunerea la lumina soarelui sau se pot scutura în timpul manevrelor de colectare. Izotopii radioactivi pot fi excretați de către individul purtător, sau insectele imature pot pierde mărcile fixate pe cuticulă odată cu năpârlirea. Testarea în laborator a durabilității mărcilor nu constituie întotdeauna o metodă de încredere (Southwood, 1980). Aceasta deoarece procesele care determină pierderea mărcilor sunt influențate de condițiile particulare de mediu, dieta animalelor, etc., care nu pot fi controlate în condiții de laborator. Pentru a reduce eroarea introdusă prin pierderea mărcilor se recomandă folosirea simultană a două metode diferite de marcarea.

- capturarea și "mănuirea" animalului în timpul marcării trebuie să nu afecteze starea fiziologică a acestuia, speranța sa de viață și comportamentul. Dacă marcarea indivizilor se face prin prăfuire sau stropire nu este necesară imobilizarea indivizilor respectivi, marca aplicându-se direct în teren indivizilor activi. Dar pentru marcarea cu vopsele, în special în cazurile în care spoturile respective trebuiesc localizate precis și în cazul marcajelor care necesită mutilare sau etichetare este necesar ca indivizii respectivi să fie inactivi sau imobilizați. Tehnicile de imobilizare diferă funcție de specie și acoperă o gamă foarte mare de la diferite metode mecanice până la anestezie. Deoarece metodele de anestezie induc adesea modificări ale comportamentului, precum și modificări de altă natură (depunerea după anestezie a unui număr mai mare de ouă de către femelele de simule, maturizarea prematură a albinelor, etc.) se recomandă evitarea lor în studiile de ecologie și comportament, ori de câte ori este posibil.

- Eliberarea doar a indivizilor sănătoși, neafecțați de tehnica de marcarea.

- Eliberarea indivizilor marcați în perioada de inactivitate a lor. În mod frecvent după ce au fost supuși tehnicilor de marcarea, indivizii marcați prezintă un nivel mai crescut al gradului de activitate imediat după eliberare. În vederea reducerii acestui efect, eliberarea indivizilor marcați se face în timpul perioadei lor de inactivitate (de exemplu, în cazul speciilor active strict diurn, indivizii marcați vor fi eliberați noaptea), iar în cazul speciilor care nu sunt caracterizate de o astfel de periodicitate a activității lor, indivizii marcați vor fi eliberați după o perioadă variabilă de refacere în funcție de specie.

- Punctele de eliberare a indivizilor marcați să fie răspândite în întreg habitatul, deoarece amestecarea indivizilor marcați în populației reprezintă o condiție esențială a aplicării acestei metode. Măsura răspândirii indivizilor marcați în populație poate fi verificată prin compararea proporției indivizilor marcați în probe extrase din diferite părți ale habitatului. Semnificația diferențelor poate fi testată folosind testul χ^2 . Frigul și vremea rea imediat după eliberare pot limita serios răspândirea indivizilor marcați în populație.

Există, în principiu, două tipuri de metode de marcarea:

- A. metode de marcarea a grupurilor de indivizi
- B. metode de marcarea individuală.

A. METODE DE MARCAREA A GRUPURILOR DE INDIVIZI

Aceste metode permit marcarea în același mod a unui număr mare de indivizi și sunt adecvate pentru cele mai multe metode de estimare a efectivului prin tehnici de marcarea - recapturare și pentru studiile de dispersie. Aproape toate metodele specifice acestei categorii prezintă una sau două variante astfel încât două sau trei grupuri de indivizi pot fi marcați diferit.

Cele mai folosite metode de marcarea în grup sunt:

- Coloranți în soluție

Acești coloranți pot fi obținuți într-o varietate de culori și forme, de la vopselurile în ulei utilizate de artiștii plastici la lacurile pe bază de nitroceluloză, emailuri

fluorescente, coloranți vitali, cerneluri pe bază de petrol, etc. Aceste soluții sunt folosite în forma lor cea mai concentrată.

Aplicarea mărcii se poate face cu ajutorul acelor entomologice, a unor microseringi sau prin stropire în funcție de mărimea indivizilor ce urmează a fi marcați. De asemenea, colorantul poate fi injectat.

- Coloranții și substanțele fluorescente sub formă de pudră sunt folosite în special pentru marcarea insectelor care au corpul acoperit cu perișori. Tehnica de marcarea este simplă, dar punerea în evidență a coloranților nefluorescenți presupune omorârea indivizilor capturați care sunt plasați pe o hârtie de filtru albă și stropiți cu acetonă. Acetona antrenează colorantul și colorează hârtia de filtru. Ca urmare, această metodă nu poate fi folosită în tehnicile de estimare a efectivului populațiilor naturale care presupun recapturări multiple. Substanțele fosforescente pot fi vizualizate prin plasarea insectelor sub o lampă de UV.

- Etichetele, de tipul unor plăcuțe mici sau a unor inele, sunt larg folosite în cazul păsărilor și mamiferelor. De asemenea, o serie de insecte (lăcuste, fluturi) pot fi marcate cu ajutorul unor mici etichete fixate pe aripi, pe care se scrie un cod anume. Un progres important l-a constituit utilizarea radio-emitoarelor în cazul vertebratelor.

- Mutilarea, folosită în special în cazul amfibienilor, reptilelor și mamiferelor mici, constă în tăierea unui deget. De asemenea, crabii pot fi marcați prin tăierea câtorva dinți ai carapacei.

- Elementele rare. O serie de elemente, expuse unei surse de neutroni, devin radioactive și emit un spectru caracteristic de radiații gamma. O serie de autori au marcat indivizii diferitelor populații (în special insecte) prin încorporarea unor elemente rare. Recunoașterea mărcilor se face prin activare cu neutroni urmată de spectroscopie gama. Deși, teoretic cel puțin, mărcile sunt păstrate pe toată durata vieții indivizilor respectivi, tehnica este foarte costisitoare și spectroscopia gama este fatală pentru indivizii prezenți în probă.

- Izotopi radioactivi. În ecologie se folosesc izotopi radioactivi care produc radiații β , și care au un timp de înjumătățire mic (^{131}I , ^{32}P , ^{59}Fe , ^{89}Sr , ^{35}S , ^{14}C , ^{45}Ca). Indivizii marcați astfel pot fi folosiți nu numai în studiile de estimare a efectivelor populaționale, dar și în cele referitoare la particularitățile fluxului de energie și la acțiunea prădătorilor sau în studiile asupra circuitului nutrienților.

Există două metode de bază pentru marcarea indivizilor cu izotopi radioactivi: izotopul poate fi folosit ca o "etichetă" externă sau el poate fi încorporat în hrană și consecutiv, el poate marca țesuturile gazdei. Alegerea uneia sau alteia din aceste metode depinde de scopul urmărit prin marcarea. Dacă scopul este acela de a marca o anumită proporție a populației, care să fie recunoscută la fiecare recapturare ulterioară, metoda cea mai adecvată, preferabilă oricărei alte metode menționate, este cea de încorporare a izotopilor cu un timp de înjumătățire rezonabil (în raport cu durata ciclului de viață al speciei în studiu) în țesuturile indivizilor respectivi. Această metodă presupune o manipulare minimă a subiecților și în plus marca este invizibilă.

Este necesară însă testarea măsurii în care izotopul radioactiv este excretat sau înlocuit de izotopi normali.

Evidențierea mărcilor radioactive se poate face cu ajutorul unui contor Geiger-Muller sau utilizând metoda autoradiografică.

B. METODE DE MARCARE INDIVIDUALĂ

Dacă fiecare individ poate fi marcat separat cu o marcă caracteristică atunci pot fi obținute informații suplimentare referitoare la longevitate și dispersie. De asemenea, dacă inițial se poate determina sexul și vârsta fiecărui individ, atunci, rata de supraviețuire poate fi corelată cu vârsta și sexul precum și cu o serie de alți parametri ai mediului, iar ratele natalității și mortalității pot fi calculate mai ușor, evitând recapturările multiple.

La marea majoritate a nevertebratelor mici, mărcile individuale sunt obținute printr-o combinație de spoturi în diferite poziții, rangul numeric al codului fiind corelat anumitor culori (de exemplu codurile dintre 001 și 099 sunt marcate cu roșu, cele de la 100 la 199 cu galben, etc.). Se recomandă ca fiecare individ să poarte același număr de mărci (în exemplul precedent, 3) astfel încât pierderea uneia să facă marca nedescifrabilă și să nu permită confuzia ei (de exemplu, dacă pentru codul 121 se pierde prima marcă, codul să nu fie descifrat ca fiind 21) (Michener et al., 1955).

Figura 11 redă câteva sisteme de marcare individuală la insecte. Sistemul folosit de Richards și Waloff permite marcarea a 999 indivizi (Fig. 11-a). În partea dreaptă a toracelui se aplică un spot care reprezintă unitățile, în partea stângă unul care reprezintă zecile, iar pe cap un spot al sutelor. Numerele de la 1 la 5 și zecile de la 10 la 50 sunt albe, iar 6 - 0 și 60 - 00 sunt roșii. Pentru mărcile de pe cap, inclusiv pentru 00, se folosesc zece culori diferite. Folosirea unei singure mărci suplimentare în cadrul acestui sistem permite marcarea diferențiată a încă 10 000 de indivizi. Sistemul de marcare utilizat de Brassard (1971) permite marcarea individuală a 1000 de fluturi folosind o singură culoare (Fig. 11-b). Pentru marcarea individuală a carabidelor se poate folosi un sistem "mutilant", de perforare a elitrelor în anumite poziții corespunzător unităților, zecilor și sutelor, sistem care permite marcarea a 999 de indivizi (Fig. 11-c).

Atunci când nu este posibilă marcarea aripilor și/sau a corpului, mărcile pot fi fixate pe picior, dar în acest caz există riscul îndepărtării lor de către animal. Fixarea mărcilor pe picior este frecventă în cazul păsărilor.

Mutilarea poate constitui o alternativă pentru mărcile colorate. Alocând un cod numeric dinților carapacei crabilor este posibilă marcarea individuală a maximum 40 de indivizi (în funcție de vârstă și specie) prin tăierea unuia sau mai multor dinți.

PRINCIPALELE RESTRICȚII ALE METODELOR DE CAPTURARE, MARCARE ȘI RECAPTURARE

Estimarea mărimii populațiilor naturale folosind diferite variante ale metodei capturării, mărcării și recapturării este dependentă într-o foarte mare măsură de următoarele restricții pe care se bazează metoda, în general:

- (1) indivizii marcați nu sunt afectați din punct de vedere al comportamentului sau al speranței lor de viață ca urmare a mărcării și mărcile nu sunt pierdute;
- (2) indivizii marcați se răspândesc la întâmplare în interiorul populației

(3) probabilitatea de captură a unui individ marcat este aceeași cu probabilitatea capturării oricărui alt individ al populației, indiferent de stare, vârstă sau sex. Două aspecte sunt implicate, și anume:

-indivizii aparținând diferitelor grupe de vârstă sau celor două sexe sunt prelevați în proporția în care ei apar în populație;

-toți indivizii populației au șanse egale de a fi prezenți în probe, indiferent de poziția lor în habitat.

(4) prelevarea probelor și marcarea indivizilor se efectuează în intervale scurte de timp, comparativ cu intervalele dintre momentele de extragere a lor.

Atunci când pentru estimarea efectivului populațiilor naturale folosim indicele Lincoln la cele patru restricții menționate anterior se mai adaugă una:

(5) în intervalul dintre momentele de prelevare a probelor nu au loc intrări și ieșiri de indivizi din populație ca urmare a natalității, mortalității, imigrației și emigrației, sau acestea pot fi măsurate sau calculate prin alte metode. Cele mai multe metode de estimare a efectivului dezvoltate ulterior, pe baza indicelui Lincoln, pot fi aplicate în cazurile în care condiția (5) nu este satisfăcută. Aceste metode presupun existența a cel puțin trei momente de prelevare în care animalele sunt marcate, eliberate, apoi recapturate. Aceste metode induc restricții suplimentare, și anume:

(6) capturarea multiplă a unui individ nu afectează probabilitatea de captură ulterioară a sa.

O parte a acestor metode estimează numărul de indivizi marcați care ar putea fi recaptați la un moment ulterior, pe baza capacității lor de supraviețuire și astfel apare necesitatea satisfacerii unei alte condiții:

(7) fiecare individ marcat (indiferent de numărul mărcilor pe care le poartă, vârstă, sex) păstrează aceeași probabilitate de supraviețuire pe toată perioada prelevărilor.

Experiența acumulată în decursul timpului permite aplicarea metodelor de capturare, marcarea și recapturare în așa fel încât să fie satisfăcute în cea mai mare măsură restricțiile menționate, cu excepția celei de la punctul (5), care reprezintă principala sursă de eroare atunci când se efectuează o singură recapturare (Indicele Lincoln).

INDICELE LINCOLN

Asigurându-ne că primele cinci condiții menționate anterior sunt satisfăcute putem estima efectivul total al unei populații utilizând indicele Lincoln (1930).

Pentru aceasta se prelevează o probă, indivizii capturați astfel sunt marcați și apoi eliberați. După un anumit interval de timp (de exemplu o zi), o a doua probă va fi prelevată și indivizii marcați prezenți în această probă vor fi numărați. Dacă efectul erorii de prelevare este neglijabil putem scrie:

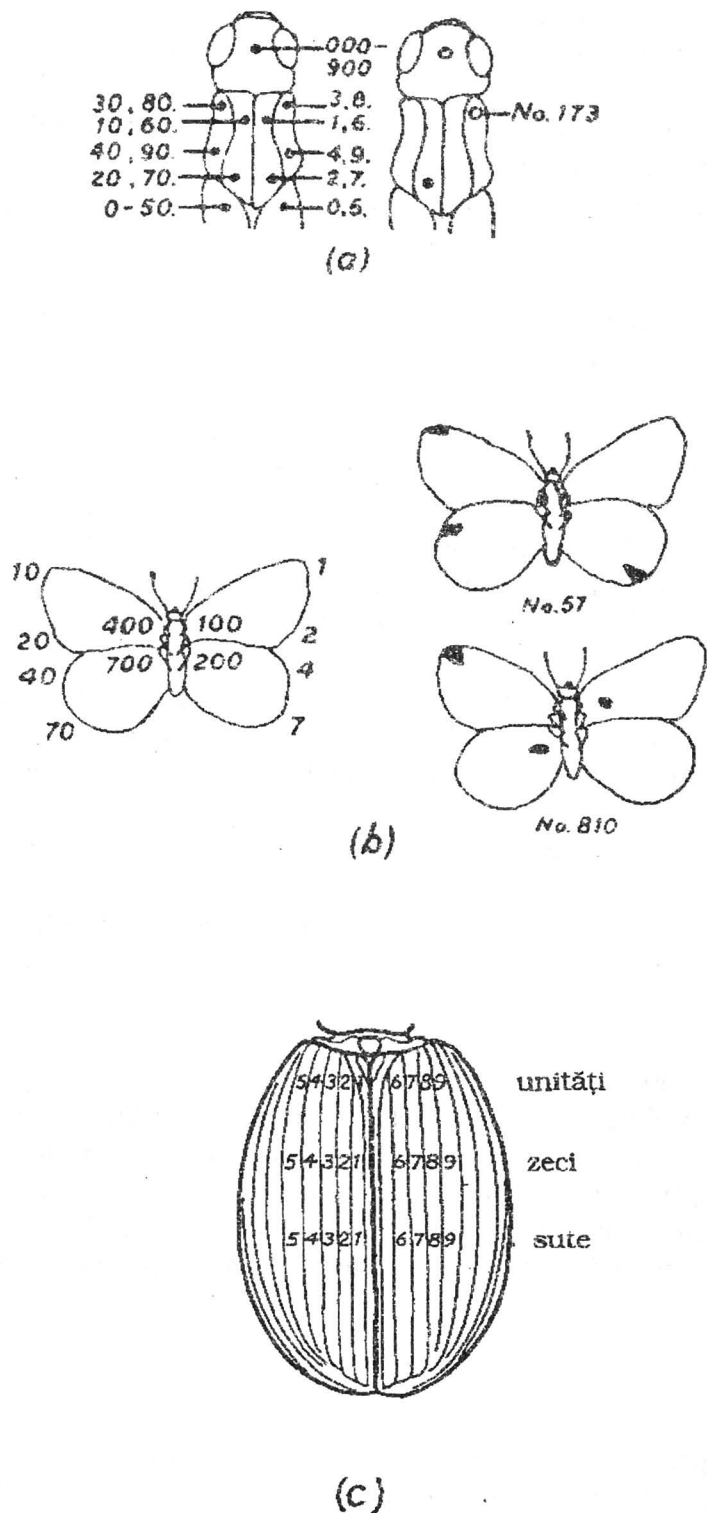


Figura 11. Sisteme de marcare individuală utilizând coduri de culoare și poziție: a. Sistemul decimal Richards și Waloff (1954); b. Sistemul Brussard (1970); c. Sistemul de marcare a carabidelor prin perforarea în anumite poziții a elitrelor (după Southwood, 1980).

fracția din populație,
capturată, marcată
și eliberată

=

fracția marcată,
recapturată la a doua
prelevare

sau:

numărul de indivizi
marcați și eliberați/
efectivul populației la
momentul 1 (t)

=

numărul de indivizi
marcați și recapturnați/
numărul total de indivizi
în proba a doua ($t = i+1$)

Indicele Lincon se exprimă matematic astfel:

$$\frac{n_i}{N_i} = \frac{m_{i+1}}{n_{i+1}} \quad (7.19)$$

unde: N_i = mărimea populației în ziua i ;

n_i = numărul de indivizi capturați, marcați și eliberați la
momentul i ;

n_{i+1} = numărul total de indivizi în proba a doua prelevată
la momentul $i+1$;

m_{i+1} = numărul de indivizi marcați, recapturnați în proba a doua

Prin rearanjarea termenilor ecuației (7.19) obținem:

$$\hat{N}_i = \frac{n_i n_{i+1}}{m_{i+1}} \quad (7.20)$$

Este absolut necesară predeterminarea mărimii lui n_{i+1} . În mod obișnuit n_{i+1} este aproape egal cu n_i , în acest caz varianța fiind dată de relația:

$$\text{var } \hat{N} = \frac{n_i^2 n_{i+1} (n_{i+1} - m_{i+1})}{m_{i+1}^3} \quad (7.21)$$

Dacă a doua probă constă dintr-o serie de unități de probă (subprobe) și dacă a fost marcată o proporție mare a populației, atunci varianța este aproximată de relația:

$$\text{var } \hat{N} = \left(\frac{n_i n_{i+1}^2}{m_{i+1}^2} \right)^2 * \frac{m_{i+1}}{n_{i+1}} \frac{\left(1 - \frac{m_{i+1}}{n_{i+1}} \right)}{n_{i+1}} \quad (7.22)$$

Metoda de mai sus este aplicabilă probelor mari, în care m_{i+1} este mare (peste 20) și numai dacă indivizii marcați sunt distribuiți randomizat în subprobe, aspect

care poate fi testat prin compararea varianței teoretice cu cea observată. În cazul unor probe mici, Bailey (1951, 1952) sugerează că o estimare mai bună (obiectivă) a efectivelor populaționale se poate realiza utilizând formula:

$$\hat{N} = \frac{n_i (n_{i+1} + 1)}{m_{i+1} + 1} \quad (7.23)$$

cu varianța:

$$\text{var } \hat{N} = \frac{n_i^2 (n_{i+1} + 1) (n_{i+1} - m_{i+1})}{(m_{i+1} + 1)^2 (m_{i+1} + 2)} \quad (7.24)$$

Pentru aceste variante ale metodei este strict necesară predeterminarea numărului total de indivizi în a doua probă (n_{i+1}). Atunci când este posibil se poate predetermina numărul de indivizi marcați care urmează a fi recaptați, această variantă având avantajul unei estimări mai bune:

$$\hat{N} = \frac{n_{i+1}(n_i + 1)}{m_{i+1}} - 1 \quad (7.25)$$

$$\text{var } \hat{N} = \frac{(n_i - m_{i+1} + 1) (n_i + 1) n_{i+1} (n_{i+1} - m_{i+1})}{m_{i+1}^2 (m_{i+1} + 1)} \quad (7.26)$$

Dacă în intervalul dintre momentul i și $i+1$ nu au existat intrări și ieșiri de indivizi din populație, atunci indicele Lincoln reprezintă o estimare corectă a efectivului populațional, atât pentru momentul i cât și pentru momentul $i+1$. Dacă în acest interval de timp au existat ieșiri de indivizi din populație (nu și intrări), atunci indicele reprezintă o estimată corectă a mărimii populației la momentul i (N_i), iar dacă în intervalul respectiv au existat intrări de indivizi (nu și ieșiri) indicele reprezintă o estimare corectă a mărimii populației la momentul $i+1$ (N_{i+1}) (Fig. 12).

În condiții naturale, cazurile în care populațiile sunt "închise" (nu există intrări și ieșiri de indivizi din populație) sunt foarte rare și numai pentru intervale foarte scurte de timp. De asemenea, în mod obișnuit, fără determinări suplimentare, nu știm dacă în intervalul de studiu au avut loc intrări, ieșiri de indivizi sau ambele. Dacă în intervalul dintre cele două prelevări au loc concomitent intrări și ieșiri de indivizi din populație, se modifică atât numărul total de mărci existente în populație, cât și proporția acestora și, ca urmare, efectivul populației nu poate fi determinat pe baza ecuației (7.20) însă, chiar și în acest caz, rămân valabile următoarele afirmații: numai creșterile numerice ale populației pot afecta proporția indivizilor marcați (m_{i+1}/n_{i+1}) și numai ieșirea indivizilor din populație afectează numărul total al mărcilor (n_i) în ecuația (7.19). Pentru a detecta și măsura aceste modificări ale mărimii populației este necesară cel puțin o recaptură suplimentară.

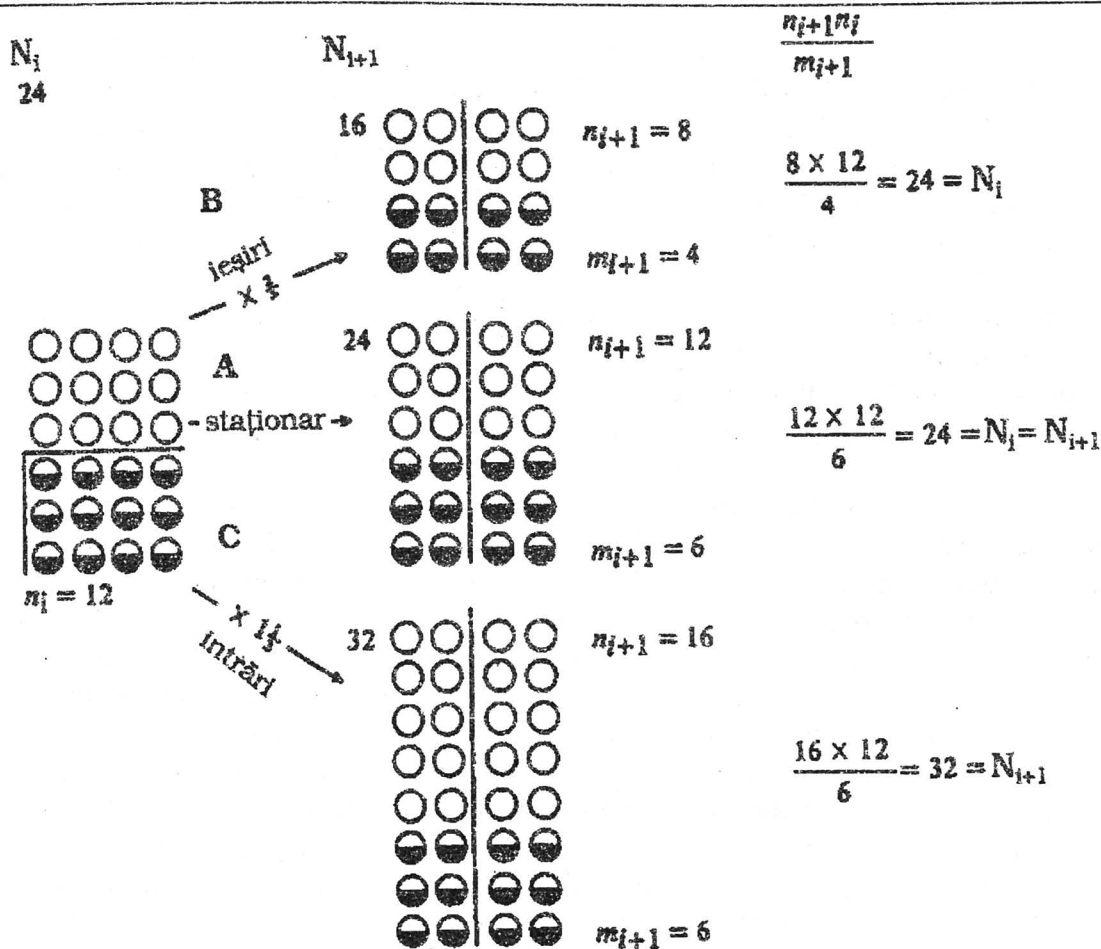


Figura 12. Estimarea efectivului unei populații aflată în: A. fază staționară de creștere; B. în declin; C. în creștere numerică pe baza indicelui Lincoln (adaptat după J. G. Blower et al., 1981).

O parte a indivizilor populației din stânga sunt capturați, marcați și eliberați în prima zi (t). Un anumit număr din aceștia este recapturat în cea de-a doua zi ($t+1$). Cele trei seturi din dreapta reprezintă populația după pierderea de indivizi (prin mortalitate sau emigrație), rămânerea în fază staționară și respectiv după intrarea de indivizi (prin natalitate sau imigrație). Indivizii din partea dreaptă a liniei sunt prezenți în probe. În cazul populației în declin proporția în populație a indivizilor capturați și marcați în prima zi este egală cu cea a indivizilor recapturați în proba a doua:

$$\frac{n_i}{N_i} = \frac{m_{i+1}}{n_{i+1}} \quad \text{sau} \quad \hat{N}_i = \frac{n_i \cdot n_{i+1}}{m_{i+1}}$$

În cazul populației în creștere numerică, proporția în populație a indivizilor capturați în proba a doua este egală cu proporția indivizilor marcați recapturați/indivizii marcați eliberați:

$$\frac{n_{i+1}}{N_{i+1}} = \frac{m_{i+1}}{n_i} \quad \text{sau} \quad \hat{N}_{i+1} = \frac{n_i \cdot n_{i+1}}{m_{i+1}}$$

Pentru populația aflată în fază staționară de creștere sunt valabile ambele relații.

METODA TRIPLEI CAPTURI (BAILEY, 1951)

Această metodă depășește una din restricțiile principale ale metodei Lincoln și anume cea referitoare la faptul că ratele de intrare și ieșire a indivizilor din populație, în intervalul dintre cele două prelevări sunt nule și reprezintă un pas important în dezvoltarea metodelor de estimare a efectivului populațiilor naturale. Metoda triplei capturi este cea mai simplă metodă care permite calcularea ratelor de intrare și de ieșire a indivizilor din populație și, ca urmare, inițierea studiilor privind dinamica acestora. Principala limită a metodei constă în faptul că se bazează pe un model deterministic de estimare a ratei de supraviețuire, însă, având în vedere faptul că intervalul de timp în care se face estimarea este relativ scurt, ipoteza că ratele mortalității și natalității pot fi considerate constante este mai probabilă decât în cazul în care metoda ar presupune mai multe recapturi și, deci, intervalul de timp mai mare.

De asemenea, datorită unei metode ineficiente de grupare a datelor rezultate mai bune se obțin în cazurile în care un număr mic de indivizi este recapturat de două ori (Sonleitner & Batemen, 1963). Deoarece un număr de numai trei probe nu poate permite măsurarea amplitudinii variațiilor biologice înregistrate de o populație naturală, estimarea dinamicii efectivului pe o perioadă mai lungă de timp presupune folosirea unor serii de triple marcări - recapturări. De asemenea, coroborarea acestei metode cu altele poate spori gradul de încredere acordat estimării.

Dacă în cazul indicelui Lincoln erau necesare două probe prelevate la două momente diferite, indivizii prezenți în prima probă fiind marcați și eliberați, iar cei din a doua probă fiind unii marcați (recapturați) iar alții nemarcați, în cazul triplei capturi toți indivizii prezenți în această a doua probă vor fi marcați cu un nou tip de marcă, diferit de cel folosit la momentul 1. Astfel, în proba a treia vom avea patru categorii de indivizi, și anume: indivizi nemarcați, indivizi care poartă marca specifică primei prelevări, indivizi care poartă marca specifică aplicată la a doua prelevare și indivizi care au ambele categorii de mărci.

Intervalul dintre prelevări poate avea lungime variabilă, cu condiția ca el să fie suficient de mare pentru a permite amestecarea indivizilor marcați cu ceilalți indivizi ai populației și suficient de scurt pentru a nu permite eliminarea (ca urmare a mortalității) unui număr prea mare de indivizi marcați. În scop didactic vom considera că probele sunt prelevate în ziua 1, 2 și 3.

Folosind probe de mărime mare, efectivul populației în ziua a doua este estimat după relația:

$$\hat{N}_2 = \frac{a_2 n_2 r_{31}}{r_{21} r_{32}} \quad (7.27)$$

unde: a_2 = numărul de indivizi marcați și eliberați în ziua a doua;

n_2 = numărul total de indivizi capturați în ziua a doua;

r = numărul de indivizi recapturați, cu primul indice reprezentând ziua capturii și cel de-al doilea ziua marcării. Astfel, r_{21} reprezintă numărul indivizilor capturați în ziua a doua care au fost marcați în prima zi; r_{31} = numărul indivizilor capturați în ziua a treia și care au fost marcați în prima zi.

Este evident faptul că metoda ia în considerare doar numărul de mărci și ca urmare, un același individ poate prezenta ambele mărci aplicate (în ziua 1 și 2) fiind numărat atât pentru termenul r_{31} cât și pentru r_{32} .

Raționamentul metodei Bailey este următorul:

$$\hat{N}_2 = \frac{\hat{a}_1 n_2}{r_{21}} \quad (7.28)$$

care reprezintă de fapt indicele simplu Lincoln unde, \hat{a}_1 reprezintă estimata numărului indivizilor marcați în ziua 1 care sunt disponibili pentru recaptură în ziua a 2-a.

Dacă rata mortalității este constantă,

$$\begin{aligned} \frac{\hat{a}_1}{a_2} &= \frac{r_{31}}{r_{32}} \\ \hat{a}_1 &= \frac{a_2 r_{31}}{r_{32}} \end{aligned} \quad (7.29).$$

Substituind \hat{a}_1 în relația (7.28) obținem relația care caracterizează metoda triplei capturi.

Varianța estimatei efectivului pentru probe mari este:

$$\text{var } \hat{N}_2 = \hat{N}_2^2 \left(\frac{1}{r_{21}} + \frac{1}{r_{32}} + \frac{1}{r_{31}} - \frac{1}{n_2} \right) \quad (7.30)$$

Când numărul indivizilor recapturați este relativ mic, utilizarea factorului de corecție al lui Bailey prezintă unele avantaje:

$$\hat{N}_2 = \frac{a_2(n_2 + 1)r_{31}}{(r_{21} + 1)(r_{32} + 1)} \quad (7.31)$$

cu varianța:

$$\text{var } \hat{N}_2 = \hat{N}_2^2 \cdot \frac{a_2^2(n_2 + 1)(n_2 + 2)r_{31}(r_{31} - 1)}{(r_{21} + 1)(r_{21} + 2)(r_{32} + 1)(r_{32} + 2)} \quad (7.32)$$

Rata eliminărilor de indivizi din populație ca urmare a emigrării și mortalității poate fi calculată pe baza următoarei expresii:

$$\gamma_{t=0 \rightarrow t_1} = -\log_e \left(\frac{a_2 r_{31}}{a_1 r_{32}} \right)^{1/t_1} \quad (7.33)$$

unde: t_1 = intervalul de timp dintre prima și a doua prelevare.

Rata intrărilor de indivizi în populație, ca urmare a natalității și imigrației este dată de relația:

$$\beta = \log_e \left(\frac{r_{21} n_3}{n_2 r_{31}} \right)^{1/t_2} \quad (7.34)$$

unde t_2 reprezintă intervalul de timp dintre a doua și a treia prelevare. Ambele rate sunt raportate la unitatea de timp. Bailey (1952) dă și relațiile de calcul al varianței.

METODA JOLLY - SEBER

Această metodă dezvoltată în mod independent de Jolly (1965) și Seber (1965) utilizează în cel mai eficient mod informația disponibilă. În principiu, ea este cea mai bună metodă ce poate fi utilizată pentru estimarea efectivului populațiilor cu indivizi mobili dar, așa cum vom prezenta în ultimul subcapitol al acestui capitol, în anumite condiții particulare alte metode prezintă unele avantaje.

Ecuatia de bază a metodei Jolly este:

$$\hat{N}_i = \frac{n_i \hat{M}_i}{m_i} \quad (7.35)$$

care reprezintă, de fapt, indicele Lincoln căruia i s-a aplicat factorul de corecție \hat{M}_i pentru ieșirile de indivizi din populație. În relația (7.35)

\hat{N}_i reprezintă estimata efectivului la momentul i ,

\hat{M}_i estimata numărului total de indivizi marcați, existenți în populație la momentul i sau altfel spus, numărul total al indivizilor marcați la toate momentele anterioare momentului i care au supraviețuit până la acest moment, m_i numărul total de indivizi marcați recapturați la momentul i , iar n_i numărul total de indivizi capturați în ziua i .

$$\hat{M}_i = \frac{a_i Z_i}{R_i} + m_i \quad (7.36)$$

unde termenii noi reprezintă:

a_i = numărul indivizilor marcați și eliberați la momentul i ,

R_i = numărul total de indivizi marcați în ziua i (la momentul i) și recapturați ulterior,

Z_i = numărul total de indivizi marcați în zilele precedente lui i , necapturați la momentul i , dar capturați ulterior.

Procedura de calcul va fi demonstrată cu ajutorul unui exemplu prezentat de Jolly (1965). Datele de teren sunt grupate ca în tabelul 4, în funcție de momentul capturii inițiale (i), care este, de fapt, momentul aplicării primului tip de marcă, și de momentul în care individul purtând acea marcă a fost capturat ultima dată (j). De exemplu, proba prelevată la momentul $i = 4$ a inclus 5 indivizi care purtau prima marcă aplicată, 18 indivizi care purtau, ca primă marcă, marca din ziua a 2-a, 33 indivizi care purtau, ca primă marcă, marca specifică aplicată în ziua a 3-a. Restul indivizilor, până la 209, au fost indivizi nemarcați, deci prezenți pentru prima dată în probe. Ei vor purta ca primă marcă, marca specifică momentului $i = 4$. Din totalul (n_i) de 209 indivizi capturați, numai 202 (a_i) au putut fi eliberați în urma procesului de marcare la momentul $i = 4$.

Suma pe fiecare coloană a tabelului 4 reprezintă numărul total de indivizi marcați la momentul i și recapturați ulterior (R_i) (de exemplu, numărul total de indivizi marcați în ziua a 4-a și recapturați ulterior este $R_4 = 71$). Pentru a calcula numărul total de indivizi recapturați la momentul i care poartă mărci aplicate la momentul $(i-1)$ sau la alte momente anterioare acestuia (m_i) se întocmește tabelul 5. Coloanele acestui tabel se obțin prin adunarea la valorile înscrise în fiecare coloană a tabelului 4 a valorilor situate în stânga pe fiecare rând din tabelul precedent. De exemplu, coloana din dreptul momentului $(i-1) = 10$ se obține prin sumarea valorilor de pe rândul $i = 11$ (valoarea obținută = 77), $i = 12$ (valoarea obținută = 46) și de pe rândul $i = 13$ (valoarea obținută = 42). Numărul de indivizi marcați înaintea momentului i care nu sunt capturați în proba i , dar care sunt capturați ulterior (Z_i) se află prin însumarea tuturor valorilor, mai puțin prima (marcată cu litere boldate), pe fiecare coloană a tabelului 5 ($Z_4 = 71$). Cifrele boldate din fiecare coloană reprezintă numărul de indivizi marcați și recapturați la momentul i (m_i), de exemplu $m_4 = 56$.

Având aceste date putem calcula numărul total de indivizi marcați existenți în populație și care ar putea fi recapturați la momentul i :

$$\hat{M}_4 = \frac{a_4 Z_4}{R_4} + m_4 = \frac{202 \cdot 71}{71} + 56 = 258$$

Valorile \hat{M}_i împreună cu estimatele altor parametri calculați folosind metoda Jolly sunt incluse într-un tabel nou (Tabelul 6).

În final valorile \hat{M}_i , n_i și m_i sunt înlocuite în ecuația de bază:

$$\hat{N}_4 = \frac{n_4 \hat{M}_4}{m_4} = \frac{209 \cdot 258}{56} = 963$$

sau, pentru a simplifica, se calculează și se integrează în tabelul 6, proporția indivizilor marcați existenți în populație la momentul i , folosind următoarea relație:

$$\alpha_i = \frac{m_i}{n_i} \quad (7.37)$$

$$\alpha_4 = \frac{56}{209} = 0.267$$

Integrând relația (7.37) în (7.35) obținem:

$$\hat{N}_i = \frac{\hat{M}_i}{\alpha_i} \quad (7.38)$$

Probabilitatea ca un individ marcat, eliberat viu la momentul i , să supraviețuiască până la momentul de captură $(i+1)$ este:

$$\hat{\phi}_{i \rightarrow i+1} = \frac{\hat{M}_{i+1}}{\hat{M}_i - m_i + a_i} \quad (7.39)$$

Tabelul 4. Întabelarea datelor de recaptură după data ultimei capturi la o populație de *Blepharidopterus angulatus* (după Jolly, 1965).

Ziua capturii <i>i</i>	Nr. total de indivizi capturați <i>n_i</i>	Nr. total de indivizi eliberați <i>a_i</i>	Ziua ultimei capturi <i>j</i>												
1	54	54	1												
2	146	143	10	2											
3	169	164	3	34	3										
4	209	202	5	18	33	4									
5	220	214	2	8	13	30	5								
6	209	207	2	4	8	20	43	6							
7	250	243	1	6	5	10	34	56	7						
8	176	175	0	4	0	3	14	19	46	8					
9	172	169	0	2	4	2	11	12	28	51	9				
10	127	126	0	0	1	2	3	5	17	22	34	10			
11	123	120	1	2	3	1	0	4	8	12	16	30	11		
12	120	120	0	1	3	1	1	2	7	4	11	16	26	12	
13	142		0	1	0	2	3	3	2	10	9	12	18	35	13
<i>R_i</i> =			80	70	71	109	101	108	99	70	58	44	35		

Tabelul 5. Tabelul de calcul a numărului total de indivizi marcați recapturați într-o anumită zi, purtând marca zilei *j* (*j* = *i*-1) sau mărci din zilele precedente (după Jolly, 1965).

Ziua <i>i</i>	ziua <i>i-1</i>													
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
10														
3	37	3												
5	23	56	4											
2	10	23	53	5										
2	6	14	34	77	6									
1	7	12	22	56	112	7								
0	4	4	7	21	40	86	8							
0	2	6	8	19	31	59	110	9						
0	0	1	3	6	11	28	50	84	10					
1	3	6	7	7	11	19	31	47	77	11				
0	1	4	5	6	8	15	19	30	46	72	12			
0	1	1	3	6	9	11	21	30	42	60	95	13		
<i>Z(i-1) + 1 =</i>	14	57	71	89	121	110	132	121	107	88	60			
<i>Z₂</i>	<i>Z₃</i>	<i>Z₄</i>	<i>Z₅</i>	<i>Z₆</i>	<i>Z₇</i>	<i>Z₈</i>	<i>Z₉</i>	<i>Z₁₀</i>	<i>Z₁₁</i>	<i>Z₁₂</i>				

Tabelul 6. Tabelul final pentru metoda de marcare și recapturare - Jolly (după Jolly, 1965).

i	α_i	\hat{M}_i	\hat{N}_i	$\hat{\phi}_i$	\hat{B}_i	$\sqrt{V(N)}$	$\sqrt{V(\hat{\phi}_i)}$	$\sqrt{V(\hat{B}_i)}$	$\sqrt{V(\hat{N}_i/N)}$	$\sqrt{V(\hat{\phi}_i) - \frac{\hat{\phi}_i^2(1-\hat{\phi}_i)}{\hat{M}_{i-1}}}$
1	-	0	-	0.649	-	-	0.114	-	-	0.093
2	0.0685	35.02	511.2	1.015	263.2	151.2	0.110	179.2	150.8	0.110
3	0.2189	170.54	779.1	0.867	291.8	129.3	0.107	137.7	128.9	0.105
4	0.2679	258.00	963.0	0.564	406.4	140.9	0.064	120.2	140.3	0.059
5	0.2409	227.73	945.3	0.836	96.9	125.5	0.075	111.4	124.3	0.073
6	0.3684	324.99	882.2	0.790	107.0	96.1	0.070	74.8	94.4	0.068
7	0.4480	359.50	802.5	0.651	135.7	74.8	0.056	55.6	72.4	0.052
8	0.4886	319.33	653.6	0.985	13.8	61.7	0.093	52.5	58.9	0.093
9	0.6395	402.13	628.8	0.686	49.0	61.9	0.080	34.2	59.1	0.077
10	0.6614	316.45	478.5	0.884	84.1	51.8	0.120	40.2	48.9	0.118
11	0.6260	317.00	506.4	0.771	74.5	65.8	0.128	41.1	63.7	0.126
12	0.6000	277.71	462.8	-	-	70.2	-	-	68.4	-
13	0.6690	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Probabilitatea ca un individ marcat, eliberat viu la momentul i , să supraviețuiască până la momentul de captură $(i+1)$ este:

$$\hat{\phi}_{i \rightarrow i+1} = \frac{\hat{M}_{i+1}}{\hat{M}_i - m_i + a_i} \quad (7.39)$$

unde $\hat{\phi}_{i \rightarrow i+1}$ reprezintă rata de supraviețuire în intervalul dintre momentele i și $i+1$.

O valoare a ratei de supraviețuire ușor mai mare decât 1 poate apărea ca urmare a efectului de probare, dar rate mult mai mari decât 1 indică o eroare majoră. Frecvent aceasta este o consecință a pierderii mărcilor aplicate într-o anumită zi sau a nerecunoașterii lor.

Această rată de supraviețuire poate fi convertită într-o rată a eliminării indivizilor ca efect cumulat al mortalității și emigrării.

$$\gamma_{i \rightarrow i+1} = 1 - \hat{\phi}_{i \rightarrow i+1} \quad (7.40)$$

Numărul de indivizi intrați în populație în intervalul de la i la $i+1$ și care supraviețuiesc până la momentul $i+1$ este dat de relația:

$$\hat{B}_{i \rightarrow i+1} = \hat{N}_{i+1} - \hat{\phi}_{i \rightarrow i+1} (\hat{N}_i - n_i + a_i) \quad (7.41)$$

Aceasta conduce la estimarea ratei de intrare a indivizilor în populație, sau a ratei de diluție (β):

$$\frac{1}{\hat{\beta}} = 1 - \frac{\hat{B}_i}{\hat{N}_{i+1}} \quad (7.42)$$

Eroarea standard a estimatelor parametrilor menționați este dată de radicalul varianțelor acestora:

$$\text{var}(\hat{N}_i) = \hat{N}_i(\hat{N}_i - n_i) \left[\frac{\hat{M}_i - m_i + a_i}{\hat{M}_i} \left(\frac{1}{R_i} - \frac{1}{a_i} \right) + \frac{1 - \alpha_i}{m_i} \right] + \hat{N}_i - \sum_{j=0}^{i-1} \frac{N_i^2(j)}{\hat{B}_j} \quad (7.43)$$

$$\begin{aligned} \text{var}(\phi_i) = \phi_i^2 \left[\frac{(\hat{M}_{i+1} - m_{i+1})(\hat{M}_{i+1} - m_{i+1} + a_{i+1})}{\hat{M}_{i+1}^2} \left(\frac{1}{R_{i+1}} - \frac{1}{a_{i+1}} \right) + \right. \\ \left. + \frac{\hat{M}_i - m_i}{\hat{M}_i - m_i + a_i} \left(\frac{1}{R_i} - \frac{1}{a_i} \right) + \frac{1 - \phi_i}{\hat{M}_{i+1}} \right] \quad (7.44) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{B}_i) = \frac{\hat{B}_i^2 (\hat{M}_{i+1} - m_{i+1})(\hat{M}_{i+1} - m_{i+1} + a_{i+1})}{\hat{M}_{i+1}^2} \left(\frac{1}{R_{i+1}} - \frac{1}{a_{i+1}} \right) + \\ + \frac{\hat{M}_i - m_i}{\hat{M}_i - m_i - a_i} * \left[\frac{\phi_i a_i (1 - \alpha_i)}{\alpha_i} \right]^2 \left(\frac{1}{R_i} - \frac{1}{a_i} \right) + (1 - \alpha_i)(1 - \phi_i) * \\ * \frac{(\hat{N}_i - n_i) \hat{N}_{i+1} - \hat{B}_i}{\hat{M}_i - m_i + a_i} + \hat{N}_{i+1}(\hat{N}_{i+1} - n_{i+1}) \frac{1 - \alpha_{i+1}}{m_{i+1}} + \phi_i^2 \hat{N}_i \left(\hat{N}_i - n_i \right) \frac{1 - \alpha_i}{m_i} \quad (7.45) \end{aligned}$$

Deoarece aceste ecuații sunt foarte complexe, iar eroarea standard necesită serii mari de estimate, este indicată folosirea unui program computerizat adecvat (de exemplu XI).

De asemenea, calcularea termenului $N_i(j)$ din relația (7.43) prezintă unele dificultăți pe care încercăm să le explicăm în cele ce urmează.

Pentru 2 probe succesive:

$$N_{i(j=i-1)} = \hat{B}_j \quad (7.46)$$

iar pentru două probe îndepărtate termenul $N_{i(j)}$ se calculează după relația:

$$\hat{N}_{k+i(j)} = \frac{\hat{N}_{k+1} - \hat{B}_k}{\hat{N}_k} N_{k(j)} \quad (7.47)$$

unde, $k > j$ și k reprezintă valorile lui i îndepărtate cu mai mult de un interval de j .

Pentru un caz concret, ecuația (7.47) se aplică astfel:

$$N_{5(3)} = \frac{\hat{N}_5 - \hat{B}_4}{\hat{N}_4} N_{4(3)},$$

iar $N_{4(3)} = \hat{B}_3$.

Continuând, termenul $N_{6(3)}$:

$$N_{6(3)} = \frac{\hat{N}_6 - \hat{B}_5}{\hat{N}_5} N_{5(3)}$$

termenul $N_{5(3)}$ fiind cel obținut în relația precedentă.

Jolly a demonstrat că varianța efectivului populațional și cea a ratei de supraviețuire sunt determinate de eroarea de estimare dar și de variațiile reale, naturale, ale efectivului populațional.

Varianța acestor parametri determinată de erorile de estimare se calculează aplicând următoarele relații:

$$\text{var}(\hat{N}_i / N_i) = \hat{N}_i (\hat{N}_i - n_i) \left[\frac{\hat{M}_i - m_i + a_i}{\hat{M}_i} \left(\frac{1}{R_i} - \frac{1}{u_i} \right) + \frac{1 - \alpha_i}{m_i} \right] \quad (7.48)$$

$$\text{var}(\hat{\phi}_i / \phi_i) = \text{var}(\hat{\phi}_i) - \frac{\hat{\phi}_i^2 (1 - \phi_i)}{\hat{M}_{i+1}} \quad (7.49)$$

Făcând diferența dintre valorile varianțelor calculate după relațiile (7.43), (7.44) și cele ale varianțelor calculate după relațiile (7.48) și respectiv (7.49), se obține varianța datorată fluctuațiilor întâmplătoare ale parametrilor N_i și ϕ_i , fluctuații determinate de modificarea presiunii mediului.

Erorile de estimare care apar folosind această metodă au, în general, două cauze:

- ineficiența în probare;
- nesatisfacerea restricțiilor metodei.

Prima va fi minimă când numărul indivizilor recapturați este mare și ca urmare, Jolly sugerează că atunci când costul marcării este mare, este mai avantajos ca prelevarea pentru recapturare să se facă separat de prelevarea pentru marcarea altor indivizi care ar însemna termenul a_i , deoarece prelevarea pentru recapturare poate fi extensivă și poate implica un personal mai puțin calificat decât cel necesar pentru marcarea.

De asemenea, acest aspect evidențiază importanța alegerii metodei de prelevare și/sau, în unele cazuri - de exemplu în cazul "cosirii" insectelor din pajiști - a unui colector experimentat.

În acest ultim caz trebuie avut în vedere faptul că eventuala schimbare a colectorului poate conduce la modificări semnificative ale probabilității de prindere a insectelor care trăiesc la baza firului de iarbă.

În ceea ce privește satisfacerea restricțiilor metodei, problema a fost dezbătută în subcapitolul care tratează cerințele pe care trebuie să le satisfacă tehnicile de marcarea.

7.2.3. ALEGEREA METODEI DE ESTIMARE A EFECTIVULUI POPULAȚIONAL

Așa cum am menționat deja există o multitudine de metode de determinare a efectivului populațional. Apare ca urmare, întrebarea: Cum decidem care dintre metodele existente este mai potrivită pentru o populație particulară ?

În cele ce urmează vom încerca să evidențiem pe scurt, avantajele și limitele metodelor prezentate în relație cu particularitățile diferitelor populații naturale și cu condițiile sau posibilitățile particulare ale programelor de cercetare.

Astfel, în cazul populațiilor vegetale sau a celor animale sesile sau cu mobilitate mică, pentru estimarea efectivului populațional se folosește metoda așa-zisă a pătratelor. Subliniem faptul că metoda pătratelor este aplicabilă și populațiilor cu mobilitate mare, în cazul în care sunt implicate metode de prelevare rapidă de tipul aerofotografiilor sau a numărării directe a mamiferelor mari, de exemplu din elicopter. Principalul avantaj al acestei metode este acela că permite o estimare satisfăcătoare a efectivului cu un efort de prelevare mult mai mic în comparație cu cel necesitat de metodele de capturare, marcarea și recapturare. Metoda este cu atât mai avantajoasă cu cât suprafața de investigare și densitatea populației sunt mai mari.

De asemenea, a fost dezvoltată o serie de metode pentru a estima efectivul populațional pe baza numărului total de indivizi prezent în probe succesive. Aceste metode sunt aplicabile, în general, populațiilor pentru care intrările și ieșirile de indivizi din populație sunt neglijabile, dar indivizii populației sunt mobili. Acest tip de metode este aplicabil populațiilor în care indivizii sunt captați și scoși din sistemul natural. Metodele adecvate de estimare în aceste situații presupun prelevarea în timp a unor serii de probe, cu efort de prelevare constant, formulele specifice de calcul fiind prezentate de J.G. Blower et. al. în 1981.

Există, de asemenea, o varietate de abordări chiar și atunci când folosim metode de capturare, marcarea și recapturare. Acestea diferă unele de altele din următoarele puncte de vedere:

- a) organizarea programului de capturare;
- b) restricțiile privind rata de supraviețuire;
- c) abordarea statistică care a stat la baza dezvoltării lor;
- d) eficiența lor relativă la diferite intensități de prelevare.

Deciziile referitoare la primele două aspecte menționate sunt condiționate de cunoștințele preliminare referitoare la populația studiată. Astfel, dacă avem suficiente motive să considerăm că rata de supraviețuire este constantă și din motive practice suntem nevoiți să facem prelevările la intervale de timp neegale, atunci este indicat să folosim metoda Fisher și Ford (Blower et al., 1981). Atunci când rata de supraviețuire este dependentă de vârstă, se poate folosi metoda Manly și Parr ori de câte ori nu există alte constrângeri de ordin practic (vezi tabelul 7). Din punct de vedere al abordării statistice, metodele Jolly-Seber și Manly-Parr sunt cele bazate pe cele mai realiste presupuneri, deoarece ele iau în considerare probabilitatea cu care se produce un anumit eveniment. Însă, datorită faptului că țin cont de categoriile cele mai mici de indivizi marcați și recaptați, ele nu pot fi utilizate atunci când intensitatea prelevărilor (ca număr de indivizi recaptați și marcați) este mică. În acest caz este mai adecvată folosirea metodelor de tip determinist.

Toate metodele descrise încearcă să ajusteze datele de teren în concordanță cu modelele statistice. Toate se bazează pe restricții necesare din punct de vedere statistic dar nerealiste în practică, restricții conform cărora toți indivizii unei populații sunt similari și prezintă aceeași probabilitate de a fi capturați în timpul prelevărilor randomizate. Acest ideal statistic este foarte greu de realizat în natură și în plus, abaterile de la el sunt dificil de evaluat. În general apar două dificultăți majore, și anume: eroarea de prelevare, care este majoră în cazul în care probele sunt mici și nesatisfacerea restricțiilor impuse de o metodă sau alta.

Facem, de asemenea, mențiunea că nu se pot face recomandări generale referitoare la aceste aspecte, deoarece problemele referitoare la programul de prelevare sunt cel puțin tot atât de diverse ca și populațiile pentru care aceste metode urmează a fi folosite dar ori de câte ori pentru a estima efectivul populației naturale este folosită mai mult de o metodă, pentru comparație sau verificare, credibilitatea rezultatelor este sporită.

Tabelul 7 sintetizează principalele proprietăți și restricții ale câtorva metode de capturare, marcarea și recapturare.

Tabelul 7. Caracteristicile principale și aplicabilitatea meodelor de estimare a efectivului populațiilor naturale, prin tehnicile de capturare, marcare și recapturare discutate în text.

FORMULA GENERALĂ	NECESAR PROBE (NR.)	VARIANȚA	RATA IEȘIRI LOR	RATA INTRĂ RILOR	PARAMETRI ESTIMAȚI	APLICABILITATEA (Observații)
<p>1. Indicele Lincoln</p> $\hat{N}_i = \frac{n_i n_{i+1}}{m_{i+1}}$	2	$\text{var } \hat{N}_i = \frac{n_i^2 n_{i+1} (n_{i+1} - m_{i+1})}{m_{i+1}^3}$	0 const 0	0 0 const	<ul style="list-style-type: none"> * $\hat{N}_1 = \hat{N}_2$ * \hat{N}_1 * \hat{N}_2 	<ul style="list-style-type: none"> * se folosește când sunt disponibile doar 2 probe; * pentru $m < 10$ se folosește corecția Bailey
<p>2. Metoda triplei capturi Bailey</p> $\hat{N}_2 = \frac{a_2 n_2 r_{31}}{r_{21} r_{32}}$	3	$\text{var } \hat{N}_i = N_2^2 \left(\frac{1}{r_{21}} + \frac{1}{r_{32}} + \frac{1}{r_{31}} - \frac{1}{n_2} \right)$	const.	const.	<ul style="list-style-type: none"> * \hat{N}_2 * rata intrărilor; * rata ieșirilor. 	<ul style="list-style-type: none"> * restricția principală este reprezentată de faptul că ratele de intrare și ieșire sunt considerate constante; * necesită probe mari și poate fi folosită atunci când intensitatea prelevărilor este mică; * este instructivă compararea diferitelor metode pentru capturi triple; * cel mai bine este să folosim în practică metoda Jolly.

FORMULA GENERALĂ	NECESAR PROBE (NR.)	VARIANȚA	RATA IEȘIRILOR	RATA INTRĂRILOR	PARAMETRI ESTIMAȚI	APLICABILITATEA (Observații)
<p>3. Metoda Jolly</p> $\hat{N}_i = \frac{n_i \hat{M}_i}{m_i}$ $\hat{M}_i = \frac{a_i Z_i}{R_i} + m_i$	<p>3 sau mai multe</p>	$\text{var } \hat{N}_i = \hat{N}_i (\hat{N}_i - n_i) *$ $* \left[\frac{\hat{M}_i - m_i + a_i}{\hat{M}_i} \left(\frac{1}{R_i} - \frac{1}{a_i} \right) + \frac{1 - \alpha_i}{m_i} \right] + \hat{N}_i - \sum_{j=0}^{i-1} \frac{N_i^2(j)}{\hat{B}_j}$	<p>variabilă</p>	<p>variabilă</p>	<ul style="list-style-type: none"> * \hat{N} pentru fiecare moment de prelevare exceptându-le pe primul și ultimul; * rata de supraviețuire pentru fiecare interval de timp dintre 2 prelevări succesive, exceptându-l pe ultimul; * intrările între momentele de estimare a lui N. 	<ul style="list-style-type: none"> * permite calcularea ratelor de supraviețuire între fiecare 2 momente succesive de prelevare; * consideră că rata mortalității este independentă de vârstă; * se poate folosi când $m > 10$, preferabil când $m > 20$; * în mod obișnuit este metoda cea mai bună pentru situațiile în care avem motive să credem că rata de supraviețuire nu este constantă.

FORMULA GENERALĂ	NECESAR PROBE (NR.)	VARIANȚA	RATA IEȘIRILOR	RATA INTRĂRILOR	PARAMETRI ESTIMAȚI	APLICABILITATEA (Observații)
<p>4. Manly și Parr</p> $\hat{N}_i = \frac{n_i(y_i + z_i)}{y_i}$ <p>y_i = indivizi recaptați în ziua i, care au fost de asemenea prezenți în probele din ziua $i-1$ și $i+1$</p>	3 sau mai multe	$var \hat{N}_i = \frac{N_i Z_i (n_i - y_i)}{y_i^2}$	variabilă	Variabilă	* aceeași ca metoda Jolly	<ul style="list-style-type: none"> * permite calcularea separată a ratelor de supraviețuire dintre 2 prelevări consecutive; * rata mortalității este considerată dependentă de vârstă; * este influențată semnificativ de eroarea de probare (în special datorită nr. mic de indivizi y); * cea mai mică categorie de indivizi trebuie să fie mai mare de 10, ceea ce în practică necesită probe și rate de supraviețuire mari

8

STRUCTURA PE VÂRSTE A POPULAȚIILOR

Structura pe vârste reprezintă un parametru structural important al fiecărei populații care influențează atât rata natalității cât și pe cea a mortalității. Raportul diferitelor grupe de vârstă în populație determină starea reproductivă a populației și reprezintă un indiciu important referitor la dinamica viitoare a populației. Două populații având identice probabilitatea de supraviețuire până la fiecare vârstă x și numărul mediu de indivizi produși și introduși în populație de o femelă de vârstă x (termenii l_x și respectiv m_x din tabelele de viață), dar prezentând structuri pe vârste diferite, vor avea dinamici diferite și pot avea chiar rate de creștere diferite în cazul în care una din ele are o proporție mai mare a indivizilor de vârstă reproductivă.

Dat fiind faptul că detaliile metodelor de grupare pe clase de vârstă variază de la o specie la alta, ne vom opri în special asupra semnificației ecologice a acestui parametru, atrăgând atenția asupra principalelor aspecte care trebuie luate în considerare în vederea analizei și interpretării corecte a structurii pe vârste a populațiilor.

Acest parametru este definit de numărul claselor de vârstă, amplitudinea acestora și de distribuția efectivului pe clase de vârstă (proporția indivizilor populației aparținând fiecărei clase de vârstă).

În cazul populațiilor cu generații discrete (populații ale căror generații nu se suprapun), la fiecare moment dat întregul efectiv al populației aparține unei singure clase de vârstă, în timp ce în cazul populațiilor cu generații suprapuse, populația este reprezentată de indivizi aparținând tuturor categoriilor de vârstă.

Stabilirea structurii pe vârste, a raporturilor cantitative dintre indivizii de vârste diferite, durata dezvoltării indivizilor și numărul de generații dintr-un an prezintă o importanță deosebită pentru caracterizarea structurii populațiilor naturale. Aceste aspecte reprezintă trăsături caracteristice pentru fiecare populație, reflectă diferențieri intrapopulaționale, furnizează informații utile pentru explicarea dinamicii mărimii populației și sunt absolut necesare pentru estimarea parametrilor bugetului energetic cumulat și a bugetului de nutrienți.

Numărul și amplitudinea intervalelor de vârstă, variază în raport cu variația intervalului acoperit de ciclul de dezvoltare al fiecărei specii, interval care se modifică în lumea vie într-un domeniu foarte larg, de la 1 - 3 zile (bacterii) la 1 - 4 săptămâni (alge monocelulare, zooplancton etc.), 3 - 12 luni (specii de nevertebrate, plante anuale), 1 - 5 ani (moluște, pești etc.) până la 60 - 100 ani sau chiar sute de ani (unele specii de mamifere sau arbori).

Numărul claselor de vârstă și amplitudinea acestora trebuie să fie astfel aleasă, încât să surprindă variabilitatea și modelele obținute să fie operaționale. De exemplu, deși în general pentru populațiile naturale se admit pentru simplificare, trei vârste ecologice (prereproductivă, reproductivă și postreproductivă), având în vedere că în raport cu vârsta sunt diferențiate ratele cu care se desfășoară procesele metabolice, sensibilitatea la presiunea mediului și fecunditatea, se înțelege că mai ales la speciile cu ciclu de dezvoltare mai mare de 2 - 3 ani, este necesar ca pentru caracterizarea cu acuratețe a stării unei populații, să se diferențieze în cadrul fiecărei vârste menționate anterior, mai multe clase de vârstă.

Lotka (1922) a demonstrat că ori de câte ori rata natalității și cea a mortalității rămân constante populația prezintă o distribuție stabilă pe clase de vârstă. Când populația ajunge să aibă o distribuție stabilă pe clase de vârstă atunci, proporția indivizilor în fiecare clasă de vârstă rămâne constantă. Intrările în fiecare clasă de vârstă (prin natalitate sau prin creșterea indivizilor din clasa precedentă) sunt perfect balansate de pierderile prin mortalitate și trecerea indivizilor în următoarea clasă de vârstă. Trebuie menționat faptul că în această situație rămâne constantă proporția de reprezentare a fiecărei categorii de vârstă, efectivul total putând crește, rămâne constant sau descrește. Distribuția stabilă pe clase de vârstă se referă numai la constanța proporției efectivului total care se află într-o clasă de vârstă dată (Vandermeer, 1982).

Distribuția stabilă pe clase de vârstă a unei populații care are o rată netă de reproducere egală cu unu, este denumită distribuție staționară pe vârste (Vandermeer, 1982).

În cazul populațiilor naturale însă, distribuția pe clase de vârstă se modifică continuu, în raport cu valoarea presiunii mediului care determină o eliminare diferențiată în funcție de vârstă.

Analiza unităților de probă cu frecvența stabilită în program, urmată de determinarea vârstei pe căi diferite, în funcție de grupul taxonomic caruia îi aparțin populațiile studiate (după numărul de inele diferențiabile la solzi în cazul peștilor, sau la cochilie în cazul bivalvelor, după dimensiunea capsulei cefalice la chironomide, greutatea cristalinului la iepure, numărul inelelor de creștere în cazul arborilor), va permite estimarea mărimii populației și distribuția efectivului pe clase de vârstă la diferite momente de timp. În general, distribuția efectivului se reprezintă grafic pentru fiecare moment de prelevare a probelor, plasând pe ordonată clasele de vârstă cu amplitudinea corespunzătoare, iar pe abscisă proporția de indivizi caracteristică fiecărei vârste. Se obține astfel o succesiune de figuri foarte sugestive, cunoscute ca piramide ale vârstelor, care aproximează de obicei trei tipuri de bază (Fig. 13). Analiza atentă a acestor piramide, ne poate sugera faptul că populația are tendința de creștere rapidă a efectivului (I), că se află în stare de echilibru staționar (II) sau că efectivul populației se reduce (III) (Botnariuc & Vădineanu, 1982).

Ori de câte ori este posibilă identificarea sexelor, piramida vârstelor include datele diferențiate pe sexe (Fig. 14).

Diferențierea claselor de vârstă presupune acceptarea faptului că fecunditatea și capacitatea diferită de supraviețuire ca urmare a sensibilității diferite la presiunea factorilor de mediu, ratele diferite cu care se desfășoară procesele metabolice, reprezintă consecința diferențelor de vârstă ale indivizilor. Ca parametru esențial în descrierea ratelor proceselor la nivelul populației, stabilirea structurii pe

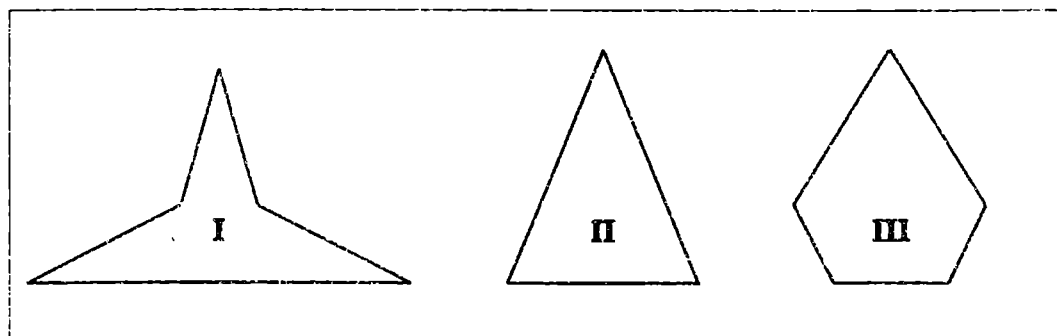


Figura 13. Tipurile principale de piramide de vârstă, reprezentând o proporție mare (I), medie (II) și mică (III) de indivizi tineri în populație (după Odum, 1971).

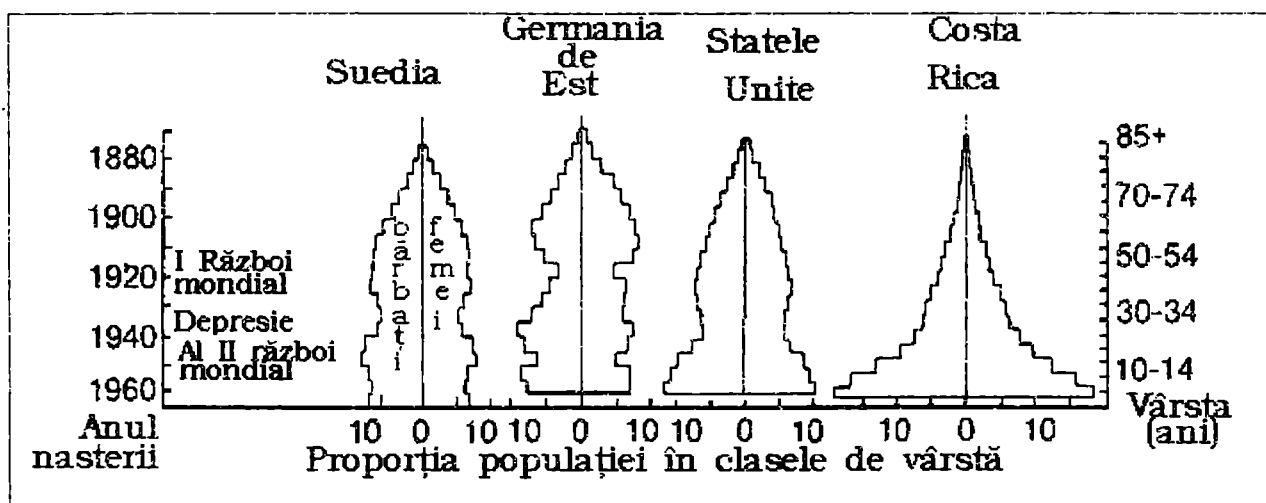


Figura 14. Structura pe vârste a populației umane, calculată separat pentru bărbați (stânga) și femei (dreapta), în Suedia (1965), Germania de Est (1959-1961), Statele Unite (1959-1961) și Costa Rica (1963). Structura pe vârste a Germaniei de Est ilustrează efectele unei rate scăzute a natalității pe durata primului război mondial și imediat după cel de-al doilea război mondial și, în special pentru bărbați, decesul indivizilor născuți între 1910 și 1925 (cu vârste între 15 și 30 de ani) la începutul celui de-al doilea război mondial. Structura pe vârste a populației Statelor Unite ale Americii indică o rată scăzută a natalității în timpul depresiei grafice, dar o creștere recentă rapidă a populației. Populația statului Costa Rica nu a fost afectată de războaiele mondiale (după Ricklefs, 1973).

vârste este justificată numai dacă indivizii populației pot fi clasificați relevant pentru scopul propus, numai prin vârstă. Însă, pentru o serie de specii de plante, în special pentru cele perene, habitusul unei plante de exemplu, nu este atât de mult dependent de vârsta lui absolută, cât de mărimea sa sau de stadiul de creștere.

Pentru a caracteriza cu acuratețe, pe baza structurii pe vârste, starea unei populații de stejari care ca adulți pot avea până la 300 de ani, conform teoriei demografice clasice, intervalele de vârstă trebuie să fie de un an fiecare. Astfel, modelul populației respective va fi o matrice de proiecție de 300 x 300, lipsită de utilitate. În pajiști, de exemplu, șansa de a fi păscut poate fi crucial dependentă de mărimea plantei. La fel de important este și faptul că un individ care a fost păscut, deși redus ca mărime, poate neapărat să moară, dar poate regenera din punctul de creștere bazal și poate reveni la mărimea anterioară. Vârsta plantei în acest caz poate fi puțin relevantă (Begon & Mortimer, 1986).

De asemenea, durata ciclului de dezvoltare și în consecință, amplitudinea fiecărei clase de vârstă, variază în cadrul aceleiași specii de la o populație la alta și la aceeași populație în timp, în funcție de valorile pe care le iau o serie de factori de mediu, cum ar fi temperatura, umiditatea, presiunea parțială de oxigen sau sursa de energie. Astfel la populațiile cladocerului *Daphnia pulex*, durata ciclului de dezvoltare este în medie de 25 - 30 zile pentru condiții de hrană suficientă și temperatura de 25°C și 60 zile pentru aceleași condiții de hrană, dar temperatură de 10 °C (Vădineanu, 1980, Botnariuc & Vădineanu, 1982).

Considerații de acest gen au condus la clasificarea indivizilor pe baze ontogenetice sau de dezvoltare (Lefkovitch, 1965). categoriile sau stadiile de dezvoltare respective putând fi reprezentate de: stadiul de sămânță, plantulă, juvenil, plantă imatură, prereproductivă, reproductivă, presenilă și senilă sau ou, larvă I, larvă II, larvă III, larvă IV, pupă, adult. O astfel de clasificare recunoaște faptul că în timpul creșterii și dezvoltării se produc modificări morfologice și/sau fiziologice ample și că durata de timp petrecută în fiecare stadiu poate fi diferită. De exemplu, Mertz & Boyce (1956) au arătat că aproximativ 75% din plantele de stejar crescute după defrișarea unei păduri au luat de fapt naștere cu peste 40 de ani în urmă, pe rădăcinile plantelor defrișate. Se presupune că această nouă populație de plantule a rămas supresată într-un stadiu de vârstă incipient, datorită unor factori ca pășunatul, tasarea solului și condițiile nefavorabile de creștere.

O altă clasificare a indivizilor, alternativă la distribuția pe clase de vârstă sau stadii de dezvoltare, este și distribuția pe dimensiuni. Această situație este inevitabilă în cazul populațiilor pentru care este dificilă, irelevantă sau nu se poate determina vârsta și stadiul de dezvoltare, sau în cazul plantelor care pot nu numai să regenereze, dar în cadrul aceluiași stadiu de vârstă, își pot schimba semnificativ dimensiunile. Alegerea între gruparea indivizilor bazată strict pe vârstă, dimensiune sau cea pe baza stadiilor de creștere și dezvoltare sau un hibrid al acestor metode este dependent în mare măsură de specia în studiu (Begon & Mortimer, 1986).

De exemplu în cazul populațiilor de oligochete, în general nu este posibilă estimarea vârstei indivizilor pe baza criteriilor morfologice externe și structura pe dimensiuni nu coincide cu structura reală pe vârste (Jonasson 1972, Brinkhurst și colab. 1972, Thorhauge 1976, Jonasson & Thorhauge 1976, Andreani et al. 1981). Aceasta datorită faptului că distribuția de frecvențe a greutăților individuale prezintă un domeniu foarte larg de variație nu numai pentru adulți (ca urmare a faptului că

fiecare individ participă de mai multe ori la procesul de reproducere și după reproducere are lor resorbția structurilor genitale și regresia biomasei indivizilor maturi) dar și pentru juvenili. De exemplu, la *Tubifex tubifex*, *Potamothrix hammoniensis*, *P. moldaviensis*, *Limnodrilus claparedeanus* greutatea individuale ale juvenililor se suprapun în mare măsură cu cele ale indivizilor ovigeri și maturi (Andreani et al. 1981, Rîșnoveanu 1999).

Pentru stabilirea grupele de dimensiuni în cazul acestor populații adesea este folosită drept criteriu lățimea segmentului VIII (Lazim și Learner 1986), criteriu folosit și pentru caracterizarea populațiilor dominante de oligochete din sectorul inferior al Dunării. Astfel, s-a pus în evidență faptul că indivizii maturi sexual aparținând populației *L. claparedeanus* au avut lățimea minimă a segmentului VIII de 0.5 mm și au fost identificați în toate clasele de dimensiune superioare (Fig. 15) iar indivizii maturi de *P. moldaviensis* au fost prezenți în toate clasele de dimensiune mai mari de 0.4 mm (Fig. 16), lățimea minimă a segmentului VIII fiind de 0.3 mm. În această situație, pentru a surprinde momentul introducerii juvenililor în populație și pentru a obține datele necesare estimării corecte a parametrilor bugetului energetic și de nutriție datele referitoare la sturctura pe dimensiuni au fost corelate cu proporția indivizilor maturi în populație precum și cu prezența coconilor (Rîșnoveanu 1999).

În cele ce urmează, presupunem că întreaga variabilitate în ceea ce privește capacitatea de supraviețuire și fecunditatea diferitelor stadii într-o populație stabilă, se datorează în exclusivitate variabilei folosite pentru grupare (vârsta, stadiul de dezvoltare, dimensiunea, greutatea).

Fie $N_{(x,t)}$ numărul de indivizi în categoria x la momentul t care vor fi găsiți în alte stadii la începutul intervalelor de timp următoare. Fie P_{xy} probabilitatea ca un individ să treacă din stadiul y în stadiul x pe perioada unui interval de clasă, g_x numărul de indivizi nou-născuți produs de un individ din stadiul x și i, m notații care indică vâsta (stadiul). Presupunând că toți indivizii au intrat în populație în stadiul zero (deci că nu au existat imigrări de indivizi), distribuția pe vârste a populației la momentul $t+1$, se poate calcula folosind următoarele ecuații (Vandermeer, 1982):

$$N_{(0,t+1)} = \sum_{x=0}^m g_x N_{(x,t)} \quad (8.1)$$

și

$$N_{(x,t+1)} = \sum_{i=0}^m P_{x(i)} N_{(i,t)} \quad (8.2)$$

De asemenea, distribuția pe clase de vârstă se poate calcula și pe baza datelor incluse în tabelele de viață care cuprind informațiile cu privire la natalitate și mortalitate, folosind relația matematică stabilită de Mertz (1970):

$$C_x = \frac{\lambda^{-x} l_x}{\sum_{i=0}^{\infty} \lambda^{-i} l_i} \quad (8.3)$$

unde: C_x = proporția de indivizi în categoria de vârstă x ;

$\lambda = e^m$ = rata finită de creștere a populației;

l_x = numărul de indivizi care supraviețuiesc la începutul clasei de vârstă x ;

x, i = notații care indică vârsta.

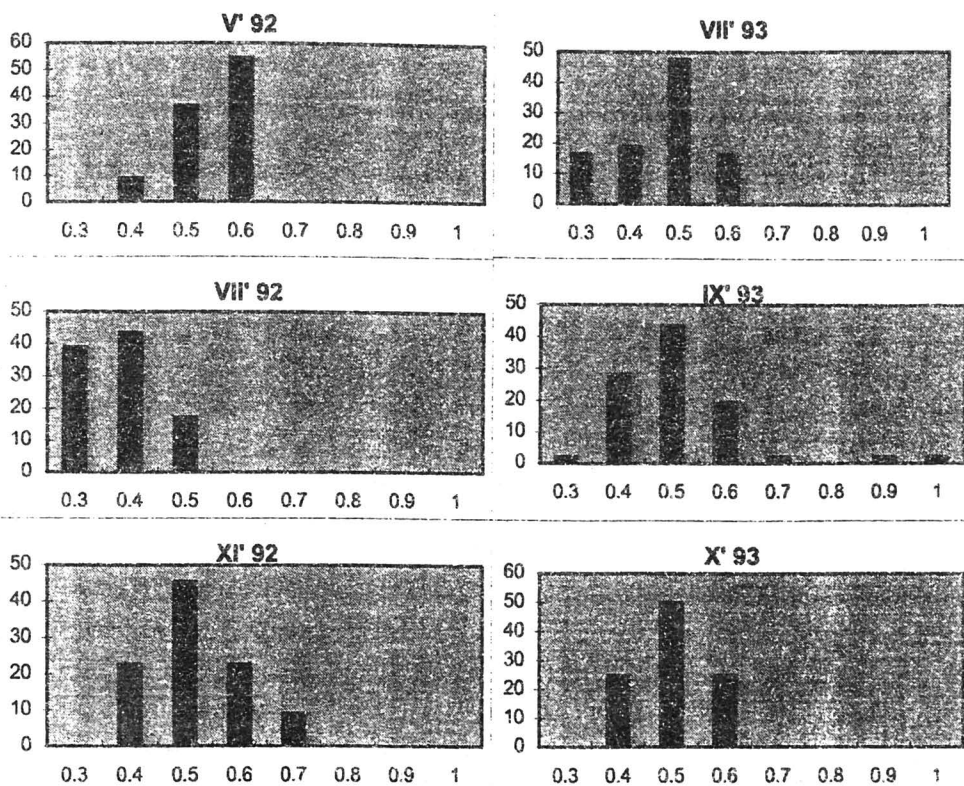


Figura 15. Distribuția de frecvențe (în funcție de lățimea-mm- segmentului VIII) la specia *L. claparedeanus* din Dunare. Ariile închise la culoare indică indivizi aflați la maturitate sexuală (după Risnoveanu 1999).

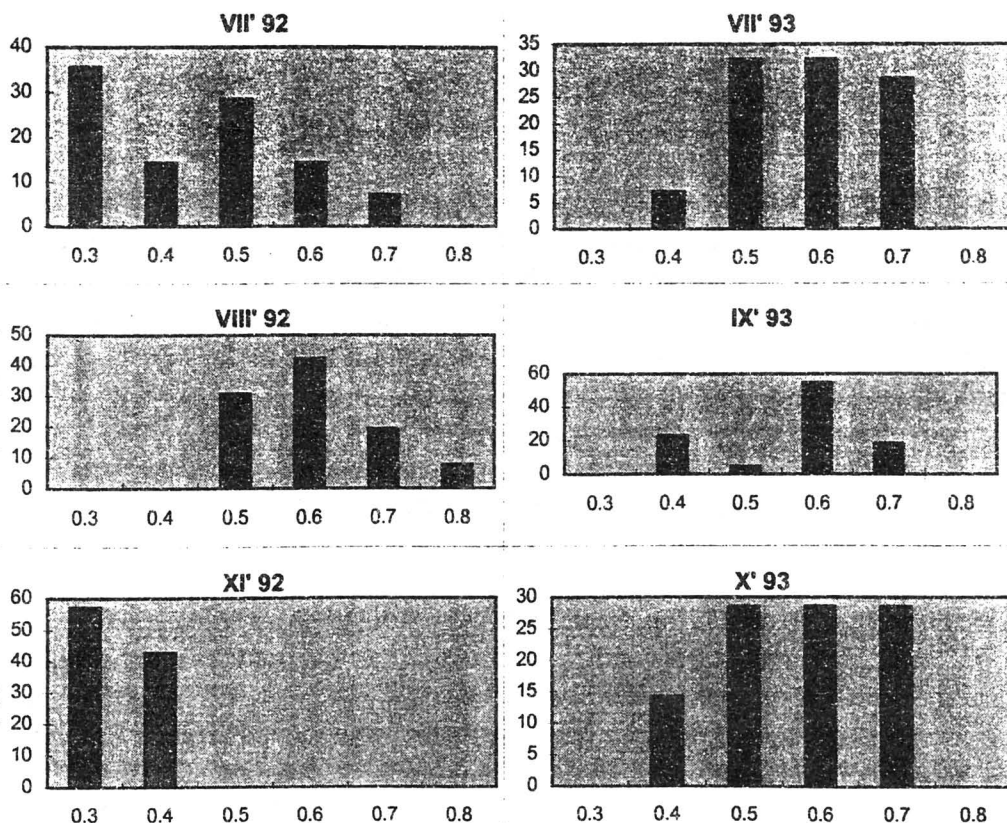


Figura 16. Distribuția de frecvențe (în funcție de lățimea-mm- segmentului VIII) la specia *P. moldaviensis* din Dunare. Ariile închise la culoare indică indivizi aflați la maturitate sexuală (după Risnoveanu 1999).

9

STRUCTURA GENETICĂ A POPULAȚIILOR

Populațiile naturale se caracterizează printr-un evident polimorfism genetic, ceea ce face ca indivizii respectivi să aibă atât compoziție alelică cât și genotipică diferită. Aceasta asigură pe de o parte baza genetică a adaptării iar pe de altă parte potențialitatea evolutivă.

Structura genetică a populației include natura și frecvența alelelor și genotipurilor în populație și presupune identificarea categoriilor de indivizi (morfe) diferențiabili din punct de vedere genotipic și distribuția frecvențelor în cadrul acestor categorii. Identificarea structurii genetice și mai ales a modificării ei în timp ar permite înțelegerea mecanismelor prin care se produce și se menține variabilitatea genetică, descrierea naturii și ratelor proceselor implicate în modificările adaptative precum și estimarea posibilităților de răspuns ale populațiilor naturale la modificările presiunii mediului. Cunoașterea structurii genetice a populației, precum și a mecanismelor de moștenire a caracterelor are o deosebit de importantă aplicabilitate practică și în medicină, antropologie, obținerea de soiuri și rase, cunoașterea și controlul structurilor genetice viitoare ale populațiilor în cauză.

Relația dintre structura genetică și expresia parametrilor populaționali în fenotip este explicabilă prin teoria selecției naturale, datorită faptului că rata intrinsecă de creștere este o măsură directă și sintetică a capacității competitive a diferitelor genotipuri din componența unei populații (Ricklefs, 1973).

După tipul de împerechere, populațiile se împart în panmictice (în interiorul cărora indivizii unui sex sunt capabili să întâlnească pe oricare din indivizii sexului opus) și populații apomictice (în interiorul cărora indivizii se autofecundază). O astfel de grupare autogamă este constituită din clone, starea heterozigotă fiind asigurată doar de procesul mutațional. Adesea, autogamia nu este perfectă, procesul de autofecundare fiind însoțit de cel al fecundării încrucișate.

În acest capitol vom descrie caracteristicile genetice ale unei populații panmictice incluzând unele modele matematice necesare analizei structurii genetice a acestor populații.

9.1. FRECVENȚA ALELELOR ȘI GENOTIPURILOR ÎN POPULAȚIE

În mod obișnuit populațiile diferă între ele în ceea ce privește numărul de categorii genetice și numărul de indivizi aparținând fiecărei categorii genetice, dar și în ceea ce privește efectivul lor total. De asemenea, aceste diferențieri sunt valabile și în cazul unei singure populații atunci când este comparată cu ea însăși la momente diferite de timp. Ca urmare, în scopul comparării structurii genetice a

populațiilor, este de dorit să nu folosim ca parametru numărul de indivizi aparținând fiecărei morfe, ci să exprimăm distribuția efectivului pe categorii genetice în termenii frecvențelor relative ale fiecărui genotip. Numărul de indivizi în fiecare categorie genetică se transformă în frecvență relativă prin simpla împărțire a numărului de indivizi purtând acel genotip la efectivul total al populației:

$$\text{Frecvența genotipurilor} = \frac{\text{Numărul de indivizi cu un anumit genotip}}{\text{Numărul total de indivizi din populație}}$$

De exemplu, presupunem că ne interesează un locus autosomal și că cele două alele diferite prezente în acel locus sunt A și a . Din combinarea acestora vor rezulta trei genotipuri AA , Aa și aa . Dacă de exemplu, dintre cei 500 de indivizi ai unei populații, 250 au genotipul AA , 100 sunt heterozigoti - Aa , și 150 au genotipul aa atunci, frecvențele corespunzătoare acestor genotipuri sunt:

$$f(AA) = 250/500 = 0,5,$$

$$f(Aa) = 100/500 = 0,2 \text{ și}$$

$$f(aa) = 150/500 = 0,3.$$

Trebuie menționat faptul că deoarece frecvențele relative sunt simple fracții ale efectivului total și suma lor este întotdeauna egală cu unu, ele pot fi tratate matematic ca probabilități.

În timp ce frecvența genotipurilor descrie structura genetică a fazei diploide a unei generații particulare, frecvența alelelor (sau a genelor) descrie structura genetică a fazei haploide. De remarcat de asemenea faptul că frecvența genotipurilor este determinată de frecvența genelor din generația parentală și nu de frecvența genotipurilor parentale (Ceapoiu, 1976).

Frecvența unei alele în populație este definită ca:

$$\text{Frecvența alelelor (sau genelor)} = \frac{\text{Numărul de copii al unei alele}}{\text{Numărul total al alelelor dintr-un locus}}$$

Această valoare măsoară contribuția medie a fiecărei alele, la fiecare moment de timp, în diferitele genotipuri diploide din populație. Deci, prin frecvența genei înțelegem proporția în care se găsește o alelă dintr-un anumit locus față de numărul total de alele din locusul respectiv într-o populație.

Atâta timp cât diferitele genotipuri au aceeași viabilitate și fertilitate, frecvența genelor reprezintă de asemenea, proporția relativă a tuturor gameților unei populații care conțin gena respectivă. De exemplu, dacă 30% din gameți conțin alela A și 70% conțin alela a , atunci frecvența acestor alele în populația ipotetică este $f(A) = 0,3$ și $f(a) = 0,7$, presupunând că toate genotipurile posibile (AA , Aa , aa) au aceeași rată de supraviețuire și aceeași fertilitate.

Dacă fertilitatea și rata de supraviețuire a indivizilor cu un anumit genotip sunt diferite de ale celorlalte genotipuri, atunci structura genică a fazei haploide va fi diferită de cea a fazei diploide, și aceasta va tinde să se modifice de la o generație la alta. Aceste modificări ale structurii genetice a populației ca urmare a inegalității performanțelor reproductive ale diferitelor genotipuri constituie procesul selecției.

9.1.1. CALCULAREA FRECVENȚEI ALELELOR PE BAZA FRECVENȚEI GENOTIPURILOR

Frecvența unei alele este din punct de vedere statistic o medie numerică care este obținută prin multiplicarea frecvenței fiecărui genotip diploid cu fracția reprezentând contribuția acelei alele în genotipul dat (Elseth & Baumgardner, 1984). Pentru a demonstra modul de calcul al frecvenței unei alele în populație vom folosi următoarea populație ipotetică:

Frecvențele	Alelele		Genotipurile		
	<i>A</i>	<i>a</i>	<i>AA</i>	<i>Aa</i>	<i>aa</i>
	$f(A)$	$f(a)$	$f(AA)$	$f(Aa)$	$f(aa)$

Se observă că toate alele indivizilor cu genotipul *AA* și o jumătate din cele ale indivizilor cu genotipul *Aa* sunt de tip *A*. Contribuția medie a indivizilor acestei populații la realizarea frecvenței alelei *A* este:

$$(1)f(AA) + (1/2)f(Aa) + (0)f(aa)$$

În mod similar, toate alelele organismelor homozigote (*aa*) și jumătate din cele ale organismelor heterozigote (*Aa*) sunt de celălalt tip, *a*. Astfel contribuția medie a acestor genotipuri la frecvența alelei *a* este:

$$(1)f(aa) + (1/2)f(Aa) + (0)f(AA)$$

Reducând aceste ecuații la formele lor simple, relația dintre alele și genotipuri poate fi scrisă astfel:

$$\begin{aligned} \text{frecvența alelei } A: & f(A) = f(AA) + (1/2)f(Aa) \\ \text{frecvența alelei } a: & f(a) = f(aa) + (1/2)f(Aa) \end{aligned}$$

unde $f(A) + f(a) = 1$.

Utilizând exemplul numeric de mai sus în care frecvențele genotipurilor identificate sunt $f(AA) = 0,5$, $f(Aa) = 0,2$ și $f(aa) = 0,3$, putem calcula frecvența genelor, astfel:

$$f(A) = 0,5 + 1/2(0,2) = 0,6$$

$$f(a) = 0,3 + 1/2(0,2) = 0,4.$$

Această procedură poate fi extinsă pentru cazul mai multor alele. În acest scop, presupunem că pentru un anumit locus există în populație *M* alele, notate astfel: A_1, A_2, \dots, A_M . În acest caz, în populație vom avea următoarele genotipuri: $A_1A_1, A_1A_2, \dots, A_1A_M, A_2A_2, \dots, A_MA_M$. Fiecare alelă există în duplicat în genotipurile homozigote și apare doar într-o singură doză în *M*-1 genotipuri heterozigote. Ca urmare frecvența alelei A_i devine:

$$f(A_j) = f(A_jA_j) + 1/2f(A_jA_i) + 1/2f(A_iA_j) + \dots + 1/2f(A_jA_n).$$

Dacă generalizăm procedeul pentru orice număr de alele, putem afirma că frecvența unei anumite alele este egală cu frecvența genotipurilor homozigote care poartă alela respectivă plus jumătate din suma tuturor frecvențelor genotipurilor heterozigote care poartă acea alelă.

9.1.2. DETERMINAREA VARIABILITĂȚII ALELELOR

În mod obișnuit, geneticienii determină variabilitatea alelică din cadrul unei populații prin estimarea numărului de alele prezente la un anumit locus în populație și respectiv a frecvențelor acestora. Pentru aceasta trebuie ca în primul rând să se poată identifica diferitele genotipuri. Procedura este relativ simplă în cazul fenomenului de dominantă incompletă sau a celui de codominanță. Aceasta deoarece în aceste situații, fiecare genotip este exprimat ca un fenotip particular, identificabil, astfel încât frecvența alelelor poate fi determinată direct din frecvența fenotipurilor.

Foarte multe alele prezintă însă, dominantă completă la nivelul expresiei fenotipice. În acest caz heterozigoții apar fenotipic identici cu homozigoții dominanți, astfel încât nu este posibilă determinarea frecvenței alelelor pe baza frecvenței fenotipurilor. Tehnicile de încrucișare s-au dovedit a fi utile în detectarea prezenței anumitor alele recesive rare și ulterior determinarea indirectă a frecvenței genotipurilor heterozigote. De asemenea, tehnicile citogenetice se pot folosi în cazurile în care o anumită alelă este asociată cu o modificare cromozomială identificabilă (de exemplu, o inversie). Mai recent, geneticienii pot măsura variabilitatea genetică la nivel molecular. Astfel, o serie de experimente de genetică moleculară fac posibilă testarea prezenței unor alele recesive în stare heterozigotă prin identificarea modificării secvenței aminoacizilor în structura proteinelor codificate de genele în cauză. De obicei există o relație directă între variația alelică a unei gene structurale și variația în secvența de aminoacizi a polipeptidei codificate de acea genă. De exemplu, substituția unei baze azotate care modifică în structura ARNm codonul GAA în AAA duce la înlocuirea acidului glutamic cu lizina în structura polipeptidică rezultată. Detectarea acestor modificări la nivelul lanțului polipeptidic se poate realiza cu ajutorul tehnicilor biochimice și prezența alelei respective în structura genotipului heterozigot poate fi determinată indiferent dacă ea se manifestă sau nu în fenotip. Astfel, prin evaluarea fenotipului la nivel molecular pot fi depășite problemele asociate fenomenului de dominantă.

Abordarea ideală este aceea de a determina diferențele existente în structura lanțurilor proteice prin identificarea secvenței complete a aminoacizilor atât la forma normală cât și la formele mutante ale unei proteine. Deși posibilă și necesară în unele cazuri, această metodă este foarte costisitoare și mare consumatoare de timp pentru a putea fi folosită în practică ca metodă de rutină. O alternativă, mai rapidă și mai puțin costisitoare, care dă informații parțiale referitoare la diferențele existente între lanțurile polipeptidice, o constituie metoda electroforezei pe gel (Elseth & Baumgardner, 1984). Această metodă necesită omogenizarea probelor tisulare în vederea eliberării proteinelor celulare. Pentru fiecare probă, o cantitate mică de extract conținând proteina este plasată pe gelul de electroforeză (Fig. 17-a). Trecerea unui curent prin gel induce antrenarea și migrarea proteinelor în funcție de sarcina lor electrică. Diferitele variante moleculare ale unei proteine, variante

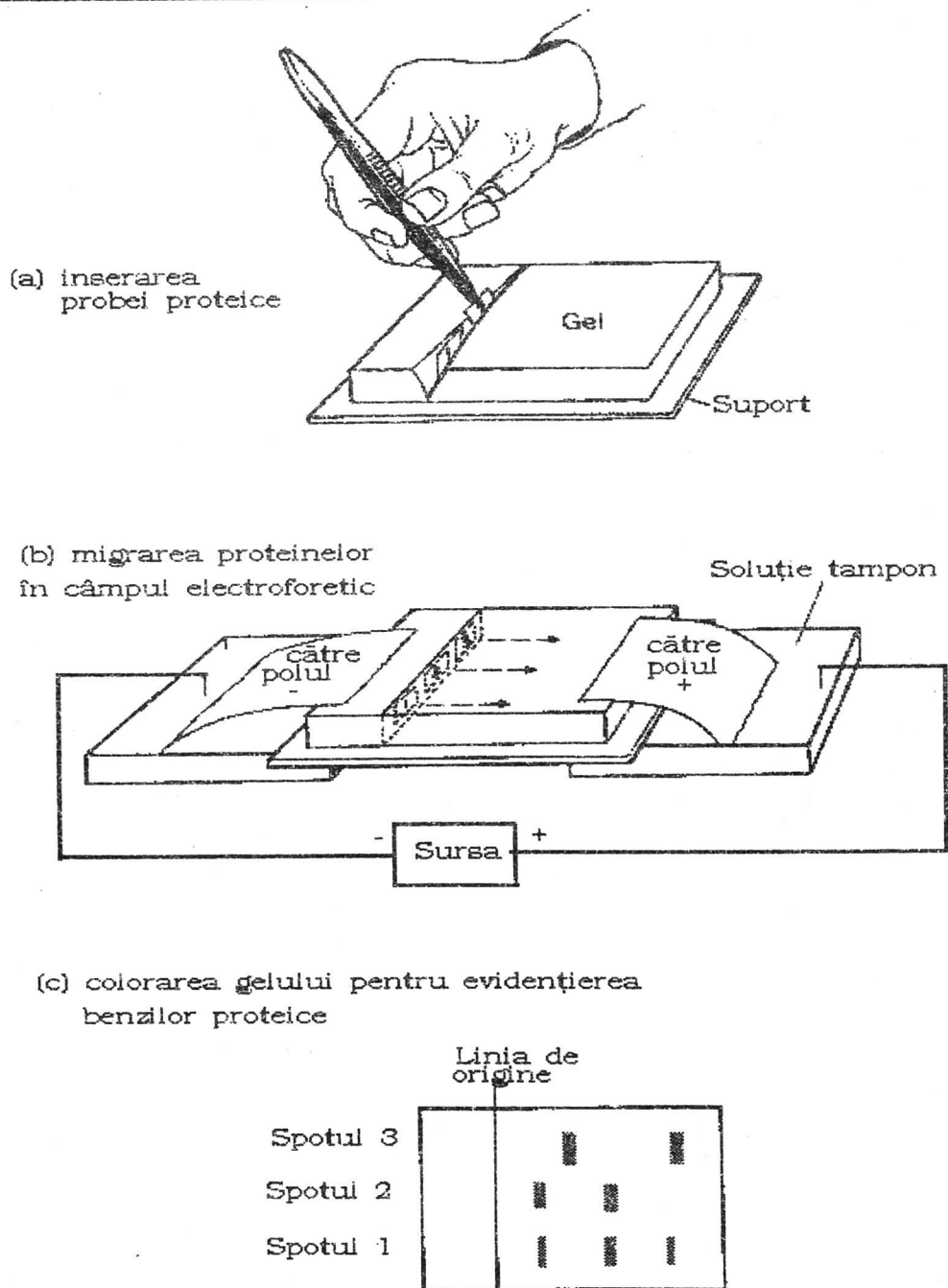
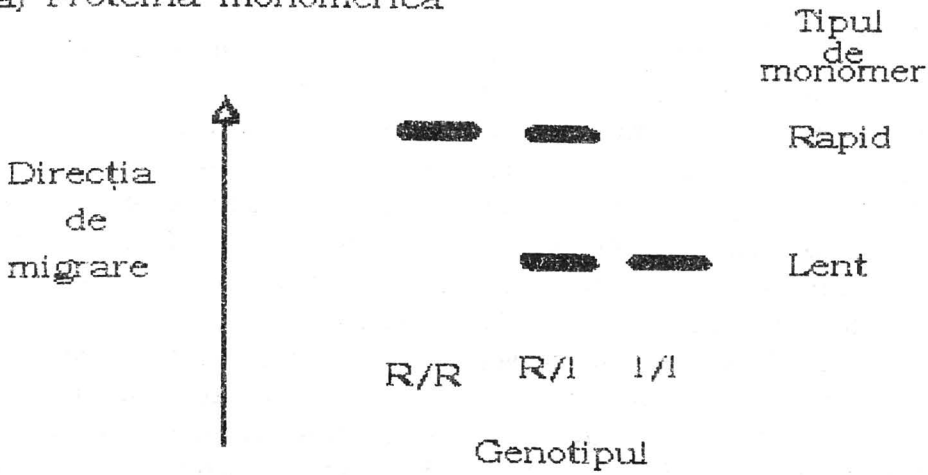


Figura 17. Evidențierea structurilor proteice prin metoda electroforezei pe gel. (a) Soluțiile care conțin proteinele de analiză sunt adsorbite pe mici pătățele de hârtie, care sunt mai apoi inserate într-un mic șanț în gel; (b) Aplicarea unui curent electric prin gel, determină migrarea proteinelor. În acest caz tamponul de pH a fost ajustat astfel încât toate proteinele să poarte o sarcină netă negativă și ca urmare să migreze către polul pozitiv. Viteza de migrare depinde de mărimea sarcinii purtate de proteină și de conformația acesteia (proteinele cu sarcină mai mare, cele mai mici și cele sferice migrează mai repede); (c) Colorarea gelului pune în evidență poziția finală a diferitelor structuri proteice. Benzile proteice pot fi tăiate din gel și analizate biochimic (după Elseth & Baumgardner, 1984).

(a) Proteină monomerică



(b) Proteină dimerică

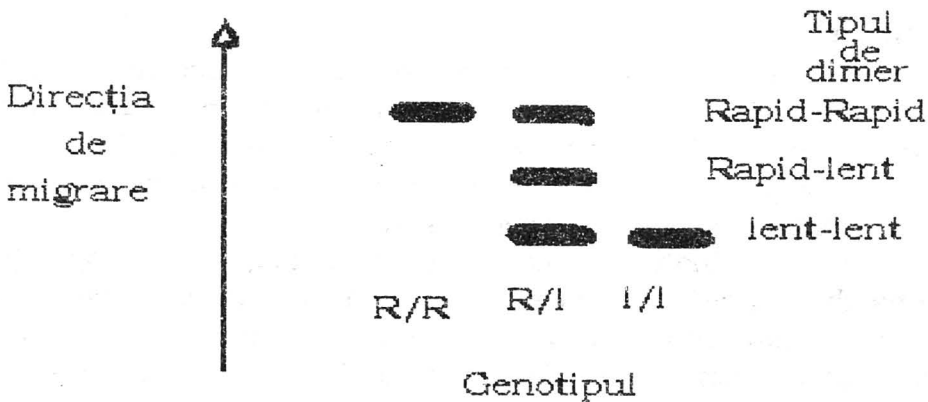


Figura 18. Variația migrării electroforetice a proteinelor, care poate fi explicată pe baza a două alele. (a) O proteină monomerică, alcătuită dintr-o singură polipeptidă, prezintă la heterozigoti numai două forme: una cu migrație rapidă asociată alelei *R* și una cu migrație lentă asociată alelei *I*. (b) O proteină dimerică, constituită din două polipeptide, poate prezenta la formele heterozigote trei forme: un homodimer cu migrație lentă (lent - lent), un homodimer cu migrație rapidă (rapid - rapid) și un heterodimer (rapid - lent) cu mobilitate electroforetică intermediară (după Elseth & Baumgardner, 1984).

care diferă din punct de vedere al sarcinii (ca urmare de exemplu, a proporției diferite a aminoacizilor cu sarcină pozitivă și negativă) și conformației (de exemplu mărimea moleculelor și forma lor) au tendința de a migra cu viteze diferite și de a se separa una de alta pe gel (Fig. 17-b). După perioada de timp necesară migrării gelul este scos din câmpul electroforetic și colorat pentru evidențierea proteinelor. Rezultatul constă într-o serie de spoturi colorate ce corespund poziției finale a diferitelor forme proteice (Fig. 17-c; Fig. 18).

Electroforeza pe gel poate distinge numai între proteine care diferă suficient ca sarcină (și într-o oarecare măsură în mărime și formă), astfel încât ele să poată fi separate în câmpul electric. De exemplu, înlocuirea unui aminoacid cu sarcină negativă cu unul care nu are sarcină sau este încărcat pozitiv (de exemplu, înlocuirea acidului glutamic cu glicina sau lizina) ar putea modifica suficient de mult viteza de migrare a proteinei rezultate pentru ca aceasta să poată fi detectată, în timp ce înlocuirea unui aminoacid cu altul de aceeași sarcină (de exemplu înlocuirea glicinei cu alanina) rămâne nedetectabilă pe gel. Se apreciază că numai o treime din numărul total al schimbărilor în secvența de aminoacizi sunt însoțite de modificări de sarcină electrică. Ca urmare, metoda subestimează variabilitatea genetică la un anumit locus. Studiile electroforetice au relevat faptul că majoritatea populațiilor mențin o variabilitate genetică considerabilă, aproximativ o treime din locii studiați având două sau mai multe alele.

9.2. RAPORTUL SEXELOR

Tinând cont de dificultățile întâmpinate în determinarea structurii genetice a populațiilor naturale, dificultăți legate de baza materială necesară, costul determinărilor, pregătirea personalului specializat, volumul de muncă și de timp, cel mai adesea, în studiile ecologice structura genetică a populațiilor a fost redusă la unul din aspectele sale esențiale, și anume raportul sexelor.

Diferențierea pe sexe a indivizilor componente ai majorității populațiilor naturale reprezintă una din expresiile polimorfismului genetic, având o semnificație deosebită în caracterizarea din punct de vedere ecologic și evolutiv a acestora. Pentru caracterizarea dinamicii mărimii populațiilor naturale cu reproducere sexuată este necesar să se cunoască proporția de reprezentare a celor două sexe (raportul sexelor) în cadrul fiecărei populații precum și măsura în care raportul se menține relativ stabil sau se modifică în timp, în favoarea sau în detrimentul femelelor. Această condiție trebuie satisfăcută pentru că, în ultimă instanță, rata intrărilor de indivizi în populație prin reproducere este determinată de numărul de femele și de prolificitatea acestora (Botnariuc & Vădineanu, 1982).

La majoritatea organismelor superioare dimorfismul sexual se bazează pe diferențierea genetică și morfologică a unei singure perechi de cromozomi, denumiți în general cromozomi ai sexului sau heterozomi.

Pentru a stabili proporția sexelor, adesea diferențiată pe grupe de vârstă (Fig. 14), este suficient ca pe baza probelor cantitative prelevate la fiecare moment inclus în programul de cercetare să stabilim proporția femelelor. Acest lucru se poate realiza fără dificultate ori de câte ori reprezentanții celor două sexe prezintă diferențieri fenotipice. Prelevarea concomitentă a unor probe calitative și analiza acestora prin diferite metode, inclusiv citogenetice, ne va permite stabilirea proporției masculilor și femelelor și modificarea acesteia în timp, nu numai în cazul existenței

unui determinism cromozomial al sexelor, dar și în situația în care sexul este determinat genic.

10

DISTRIBUȚIA SPAȚIALĂ

Distribuția în spațiu a indivizilor unei populații naturale reprezintă un parametru structural a cărui semnificație ecologică este deosebit de importantă (Elliott 1977, Southwood 1980, Botnariuc & Vădineanu 1982). Deoarece influențează programul de prelevare precum și metodele de analiză și interpretare a datelor, distribuția spațială a populației prezintă totodată și o importanță practică deosebită.

Modalitatea în care o populație este distribuită în spațiul limitat relativ de granițele unui ecosistem, prezintă o dinamică temporală care poate fi asociată cu modificarea structurii pe vârste a populației (diferitele stadii de dezvoltare prezentând tipuri diferite de distribuție spațială), cu fazele ciclului biologic (Fig. 19) sau cu modificarea mărimii populației. Ca urmare, distribuția spațială este un parametru util nu numai pentru descrierea stării sistemului ci și pentru interpretarea dinamicii populației naturale.

De exemplu, acțiunea unui factor de comandă care determină reducerea gradului de grupare într-o populație sesilă sugerează că acel factor este dependent de densitate (efectul său este mai sever la densități mari), sau dacă tipul de distribuție al populației se schimbă, apropiindu-se de distribuția uniformă atunci poate fi suspectată de exemplu, intensificarea competiției.

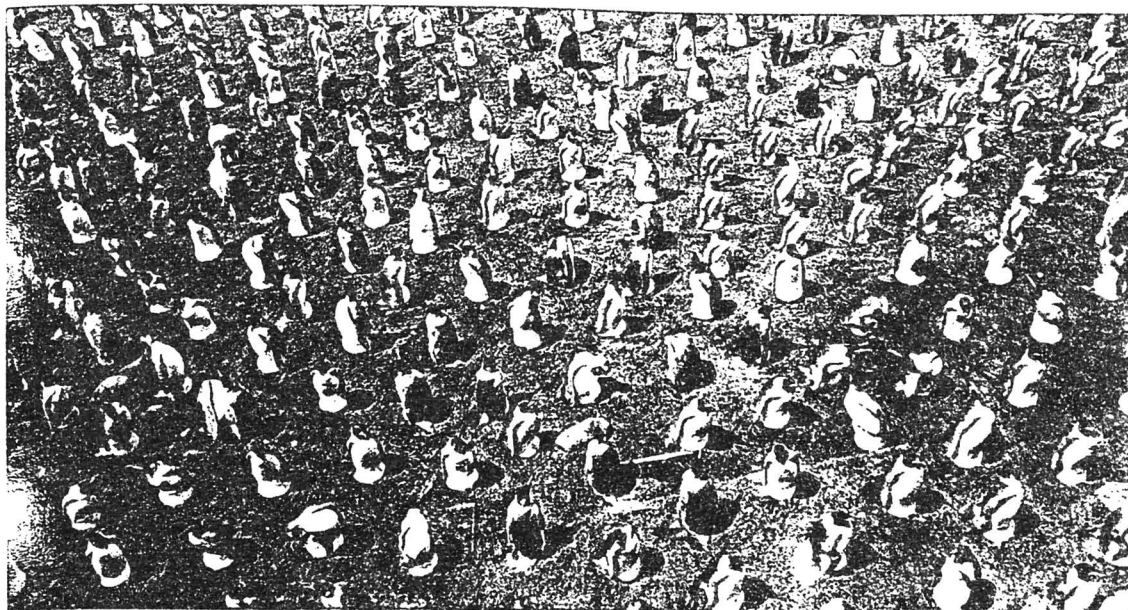
Ca urmare, aprecierea corectă a efectelor factorilor dependenți de densitate asupra proceselor majore care asigură intrările și ieșirile de indivizi din populație este strict dependentă de aprecierea tipului de distribuție spațială și deci, a densității ecologice.

În general, indivizii unei populații pot prezenta trei tipuri de distribuție spațială (Fig. 20):

- a) randomizată (întâmplătoare)
- b) uniformă
- c) grupată

Facem mențiunea că cele trei tipuri de bază se pot suprapune. De exemplu, o distribuție grupată poate fi rezultatul distribuției întâmplătoare a grupurilor de indivizi ale unei populații, în fiecare grup indivizii putând fi distribuiți uniform. Această suprapunere face ca determinarea corectă a tipului de distribuție să fie influențată de scara spațială și de mărimea unităților de probă. De exemplu, indivizii unei specii animale pot fi distribuiți în mod uniform în cadrul unor grupări de plante distribuite randomizat la nivelul unui wetland care poate avea la rândul său o distribuție insulară (grupată) la nivelul unei țări sau regiuni. Tipul aparent de distribuție spațială al acestei specii va fi influențat de mărimea unității de probă, care poate fi mai mică decât grupările de plante sau poate include mai multe astfel de

A



B



Figura 19. Distribuția spațială la pinguinul regal în două faze ale ciclului biologic: (A) perioada clocitului, caracterizată de o distribuție uniformă, ca urmare a comportamentului de teritorialitate; (B) perioada de năpârlire, caracterizată de o distribuție întâmplătoare, lipsită de teritorialitate, dar cu grupuri mai mult sau mai puțin dezordonate.

grupări. Acest aspect induce un grad sporit de complexitate în studiul tipurilor de distribuție spațială. De aici rezultă necesitatea alegerii acelei metode de prelevare care să asigure reprezentativitatea probei.

Tipul de distribuție spațială determină relația dintre varianță (σ^2) și media aritmetică (μ).

Astfel, în cazul distribuției întâmplătoare media este egală cu varianța ($\sigma^2 = \mu$), în cazul distribuției uniforme varianța este mai mică ca media ($\sigma^2 < \mu$), iar în cazul distribuției grupate varianța este mai mare ca media ($\sigma^2 > \mu$).

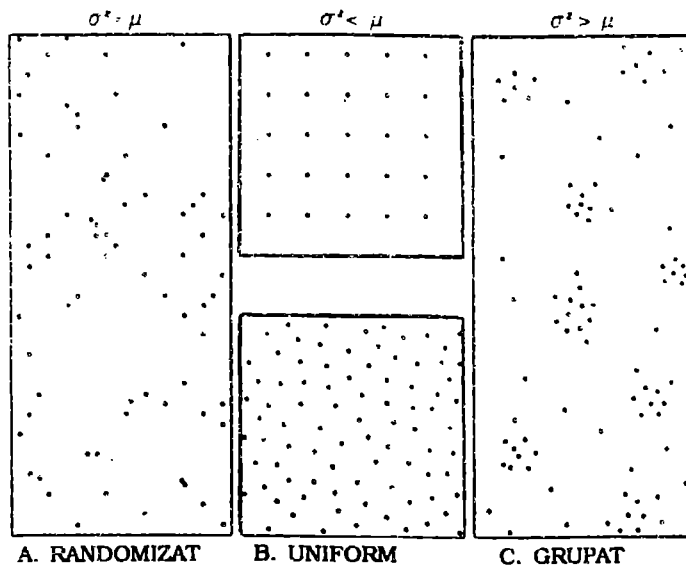


Figura 20. Cele trei tipuri de distribuție spațială. (A) Întâmplătoare, (B) Uniformă (sus - forma ideală, jos - forma normală), (C) Grupată (după Elliott, 1977).

Distribuțiile matematice teoretice care reprezintă modelele adecvate pentru cele trei relații posibile dintre medie și varianță, și care sunt folosite pentru aprecierea tipului de distribuție spațială a populațiilor naturale sunt:

- seria Poisson ($\sigma^2 = \mu$) pentru distribuția întâmplătoare,
- distribuția binomial pozitivă ($\sigma^2 < \mu$) pentru distribuția uniformă,
- distribuția binomial negativă ($\sigma^2 > \mu$) utilizată adesea ca model pentru distribuția grupată. Pentru acest tip de distribuție pot fi folosite și alte modele (Thomas & Neyman; Skewness) (Southwood, 1980).

Deoarece aceste modele sunt tratate pe larg în manualul de ecologie (Vădineanu & Botnariuc, 1982) și metodele de stabilire a tipului de distribuție

teoretică aproximat de o distribuție de frecvențe sunt ușor accesibile prin folosirea unui program statistic computerizat, ele nu constituie subiect al lucrării de față.

Pentru determinarea și compararea tipurilor de distribuție spațială a populațiilor naturale a fost propus un număr relativ mare de indici.

Indicele ideal pentru caracterizarea tipului de distribuție al populațiilor naturale ar trebui să satisfacă următoarele criterii (Elliott, 1977):

- să ia valori reale și continui pe întreg domeniul care ar include uniformitatea ideală (număr egal de indivizi în fiecare unitate de probă), distribuția întâmplătoare și gruparea maximă (toți indivizii s-ar afla într-o singură unitate de probă);
- să nu fie dependent de mărimea unității de probă, de numărul unităților de probă (n), de media probei (\bar{x}) și de numărul total de indivizi din probă ($\sum x$);
- să se calculează cu ușurință pe baza unui volum mare de date empirice;
- să permită aprecierea diferențelor dintre probe (compararea probelor) pe baza testelor de semnificație.

Nu există un astfel de indice perfect care să satisfacă toate condițiile menționate.

În general, indicii folosiți pentru caracterizarea populațiilor naturale derivă din combinații variate ale datelor empirice obținute pe baza probelor prelevate dintr-o populație: estimata (\bar{x}) mediei reale (μ); estimata (s^2) varianței reale (σ^2) și numărul de indivizi prezenți în probă ($\sum x$).

În cele ce urmează prezentăm câțiva din indicii folosiți mai frecvent.

10.1. INDICI CARE AU LA BAZĂ RAPORTUL DINTRE VARIANȚĂ (s^2) ȘI MEDIE (\bar{x})

Cel mai simplu indice din această categorie este reprezentat de indicele de dispersie (I), care aproximează unitatea în cazul distribuției Poisson (întâmplătoare):

$$I = \frac{s^2}{\bar{x}} = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\bar{x}(n-1)} \quad (10.1)$$

unde: s^2 = varianța

\bar{x} = media aritmetică

n = numărul de unități de probă.

Semnificația abaterii de la valoarea 1 a acestui indice reflectă semnificația abaterii de la distribuția Poisson și este apreciată pe baza testului χ^2 (chi pătrat). Valoarea $I(n-1)$ aproximează bine valorile lui χ^2 pentru $n-1$ grade de libertate și:

$$\chi^2 = I(n-1) = \frac{s^2(n-1)}{\bar{x}} = \frac{\sum(x-\bar{x})^2(n-1)}{\bar{x}(n-1)} = \frac{\sum(x-\bar{x})^2}{\bar{x}} \quad (10.2)$$

când $I=1$, $\chi^2 = n-1$ concordanța cu distribuția Poisson este perfectă. Stabilirea tipului de distribuție spațială utilizând valorile lui χ^2 la diferite grade de libertate poate fi făcută utilizând figura 21, pentru limitele de încredere de 95% ($p > 0.05$).

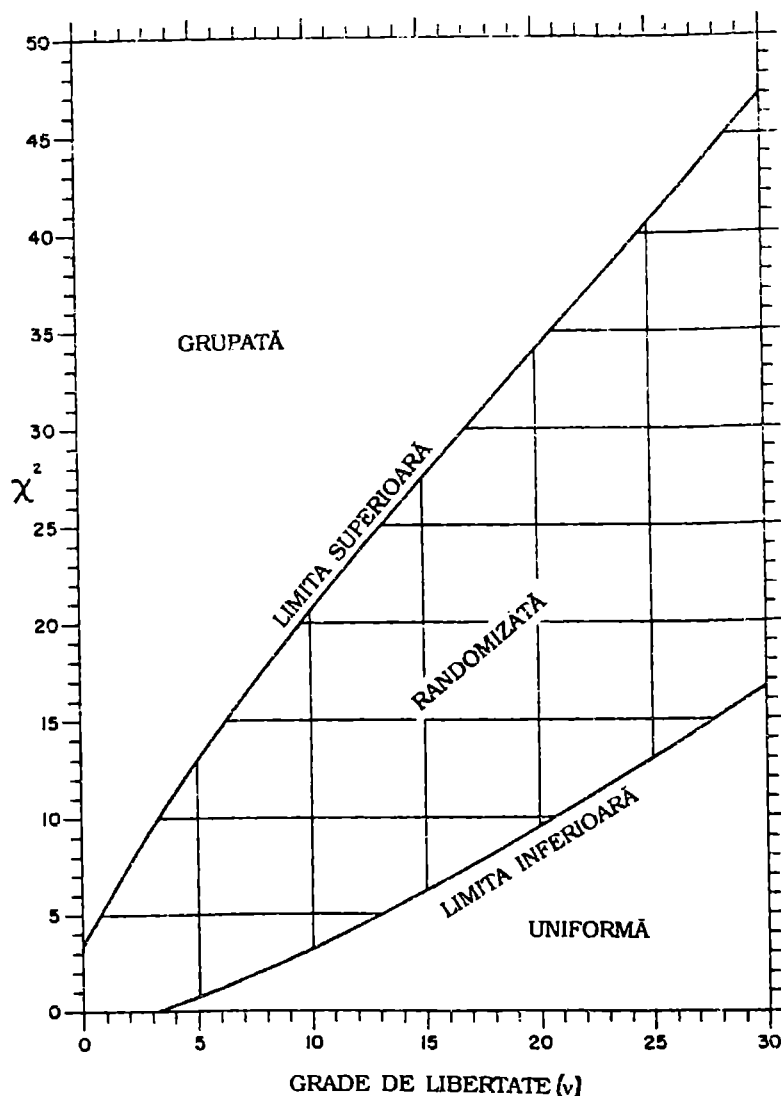


Figura 21. Limitele de încredere de 95% pentru χ^2 . Dacă valoarea lui χ^2 se situează în aria hașurată atunci distribuția de tip Poisson este acceptată pentru nivelul de încredere de 95% (după Elliott, 1977).

Distribuția este întâmplătoare dacă valorile lui χ^2 pentru $n-1$ grade de libertate sunt distribuite între liniile care delimitează nivelul de semnificație de 95% (aria hașurată).

Valorile lui χ^2 situate sub limita inferioară indică o distribuție uniformă iar cele situate peste limita superioară indică o distribuție grupată.

Dacă proba este mare ($n > 30$), pentru limitele de confidență de 95% ($p > 0.05$), se acceptă că distribuția este de tip Poisson dacă valoarea absolută (în modul) a parametrului d este mai mică de 1,96, d reprezentând variabila normală, cu media zero și deviația standard 1 și

$$d = \sqrt{2\chi^2} - \sqrt{2\nu - 1} \quad (10.3)$$

unde ν reprezintă numărul gradelor de libertate ($\nu = n - 1$).

Figura 22 redă schematic aplicarea testului χ^2 pentru a stabili tipul de distribuție spațială în cazul populației de *Bactis rhodani* (Elliott, 1977). Valorile lui χ^2 și d reflectă o distribuție randomizată a populației în exemplele A_1 și A_2 și o distribuție grupată în exemplele B_1 și B_2 . Toate aceste probe au fost prelevate din aceeași secțiune de pârâu, dar probele B_1 și B_2 au fost prelevate în altă lună decât probele A_1 și A_2 . Diferențele mari dintre valorile lui χ^2 în cele două cazuri demonstrează clar că tipul de distribuție spațială a aceleiași populații se schimbă în decursul anului. Distribuția grupată, în exemplul B se datorează abundenței nimfelor la acel moment de prelevare.

Există o serie de variante ale indicelui de dispersie (I), o parte fiind integrate în tabelul 8. Dintre acestea, așa cum am arătat deja, indicele $I_D = \frac{s^2(n-1)}{x}$ reprezintă un criteriu test pentru ipoteza de nul H_0 : distribuție spațială randomizată, iar indicele de grupare David & Moore (1954):

$$I_{DM} = \frac{s^2}{x} - 1 \quad (10.4)$$

are valoarea zero în cazul unei distribuții întâmplătoare a populației.

După cum se observă în tabelul 8, valorile incluse în coloana corespunzătoare grupării maxime indică dependența acestora de numărul de indivizi din probă ($\sum x = n\bar{x}$). Ca urmare, acești indici au valoare de caracterizare comparată a tipurilor de distribuție spațială numai dacă numărul de indivizi, media estimată și mărimea probei au aceleași valori în toate probele analizate. Cum această condiție este foarte rar satisfăcută în practică, indicii menționați sunt utilizați doar pentru a verifica dacă distribuția unei populații este sau nu întâmplătoare (aproximează o distribuție teoretică Poisson) nu și pentru a aprecia gradul de grupare într-o populație naturală.

Excepție face indicele Green (C) care este singurul indice din această categorie care este independent de mărimea probei (n), medie \bar{x} și de numărul de indivizi ($\sum x$). Ca urmare, el poate fi utilizat pentru determinarea distribuției spațiale grupate și compararea gradului de grupare a indivizilor aceleiași populații în timp sau al unor populații diferite la același moment de timp.

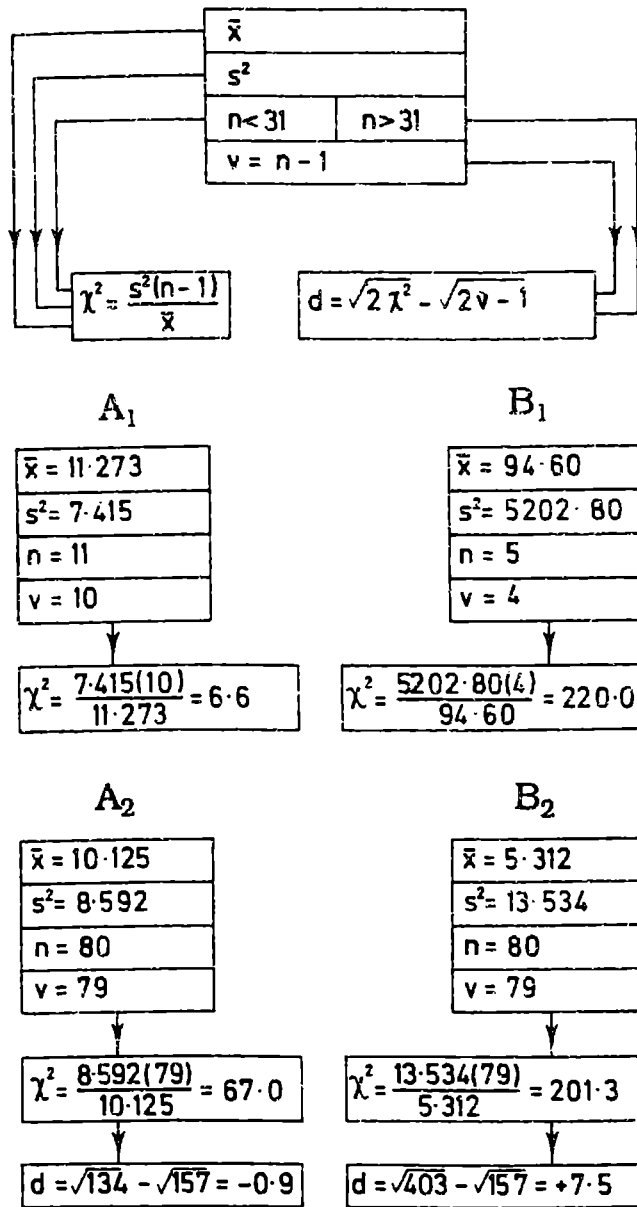


Figura 22. Aplicarea testului χ^2 pentru stabilirea tipului de distribuție spațială la o populație de *Baetis rhodani*. Distribuția Poisson este acceptată în exemplele A₁ (probe mici) și A₂ (probe mari), și respinsă în exemplele B₁ și B₂ (după Elliott, 1977).

Tabelul 8. Valorile indicilor de distribuție spațială care se bazează pe raportul dintre varianță și medie, pentru uniformitate maximă, întâmplare și grupare maximă (după Elliott, 1977).

INDICE	UNIFORMITATE MAXIMĂ	RANDOMIZAT	GRUPARE MAXIMĂ
$I = \frac{s^2}{x}$ (Fisher)	0	1	$\sum x$
$I_D = \frac{s^2(n-1)}{x}$	0	n-1	$\sum x(n-1)$
$I_{DM} = \frac{s^2}{x} - 1$ (David și Moore)	-1	0	$\sum x - 1$
$I_L = \frac{s}{\sqrt{x}}$ (Lexis)	0	1	$\sqrt{\sum x}$
$C = \frac{(s^2 / \bar{x}) - 1}{\sum x - 1}$ (Green)	$\frac{1}{\sum x - 1}$	0	1

Indicele Green (1966) se calculează după următoarea relație:

$$C = \frac{\frac{s^2}{x} - 1}{\sum x - 1} \quad (10.5)$$

și ia valori între zero (în cazul distribuției întâmplătoare) și unu (în cazul grupării maxime).

Green (1966) a ajuns la concluzia pesimistă că nici un coeficient de grupare nu poate fi calculat pentru probe mai mici de 50. De asemenea, Skellam (1952) afirmă că indicii din această categorie sunt dependenți de mărimea unității de probă.

10.2. INDICELE DE AGREGARE - k DIN DISTRIBUȚIA BINOMIAL NEGATIVĂ

Dacă distribuția binomial negativă aproximează tipul de distribuție spațială al populației naturale, valorile lui k dau o măsură a dispersiei ($k = \frac{x^{-2}}{s^2 - x}$). Cu cât este mai mică valoarea lui k , cu atât este mai mare gradul de agregare. Valorile mari ale

lui k (peste 8) indică faptul că distribuția aproximează seria Poisson (distribuția întâmplătoare).

Acest lucru poate fi observat în relația lui k cu coeficientul de variație:

$$c.v. = \frac{\sqrt{s^2}}{\bar{x}} = \left[\frac{1}{k} + \frac{1}{\bar{x}} \right]^{1/2} \quad (10.6)$$

Dezavantajul acestui indice constă în faptul că este dependent de numărul de unități de probă și de mărimea unității de probă. Ca urmare, k are valoare practică în compararea gradului de grupare al indivizilor unei populații (la diferite momente de timp) sau a indivizilor mai multor populații numai dacă valorile lui au fost obținute pe baza unor probe egale ca mărime și care au avut aceeași mărime a unității de probă. Dacă aceste criterii au fost satisfăcute k furnizează o măsură corectă a gradului de grupare al unei populații particulare și a variațiilor acestuia cu stadiul de dezvoltare sau cu particularitățile habitatului.

Gruparea evidențiată cu ajutorul valorii k a distribuției binomial negative poate fi datorată fie agregării active, fie heterogenității mediului (microclimat, sol, plante, dușmani naturali etc). S-a sugerat faptul că în funcție de mărimea valorii k și cea a mediei estimate (\bar{x}) se poate aprecia dacă gruparea (agregarea) în cadrul populației naturale este rezultatul heterogenității mediului sau a comportamentului indivizilor acelei populații (Southwood, 1980).

Astfel, dacă numărul mediu de indivizi per grup (λ) este mai mic decât 2 agregarea pare a fi rezultatul unor efecte ale presiunii mediului și nu al unui comportament activ al indivizilor. Când valorile lui $\lambda \geq 2$, atât heterogenitatea mediului (de exemplu numai anumite spații sunt potrivite pentru depunerea ouălor) cât și comportamentul indivizilor populației (depunerea grupată a ponteii) pot fi incriminate.

Numărul mediu de indivizi în grup (λ) poate fi calculat după relația:

$$\lambda = \frac{\bar{x}}{2k} v \quad (10.7)$$

unde \bar{x} = media, v este o funcție cu o distribuție de tip χ^2 cu $2k$ grade de libertate sau valoarea sa poate fi apreciată orientativ pe baza figurii 23.

Populațiile pentru care reprezentarea mediei în funcție de k se situează dedesubtul liniei îngroșate pot fi considerate ca având distribuție grupată ca urmare a presiunii unor factori de mediu, iar populațiile pentru care punctele de intersecție ale lui \bar{x} cu k se situează deasupra liniei îngroșate au distribuție grupată ca urmare fie a unui comportament activ fie a presiunii anumitor factori ai mediului.

De asemenea, distribuția binomial negativă este utilă în descrierea atacului prădătorilor asupra grupurilor prăzii (Hassell, 1978). May (1978) a demonstrat că valoarea k a tipului de atac este reciproca coeficientului de dispersie (s/\bar{x}) sau de variație (c.v.) a numărului de prădători per grupare.

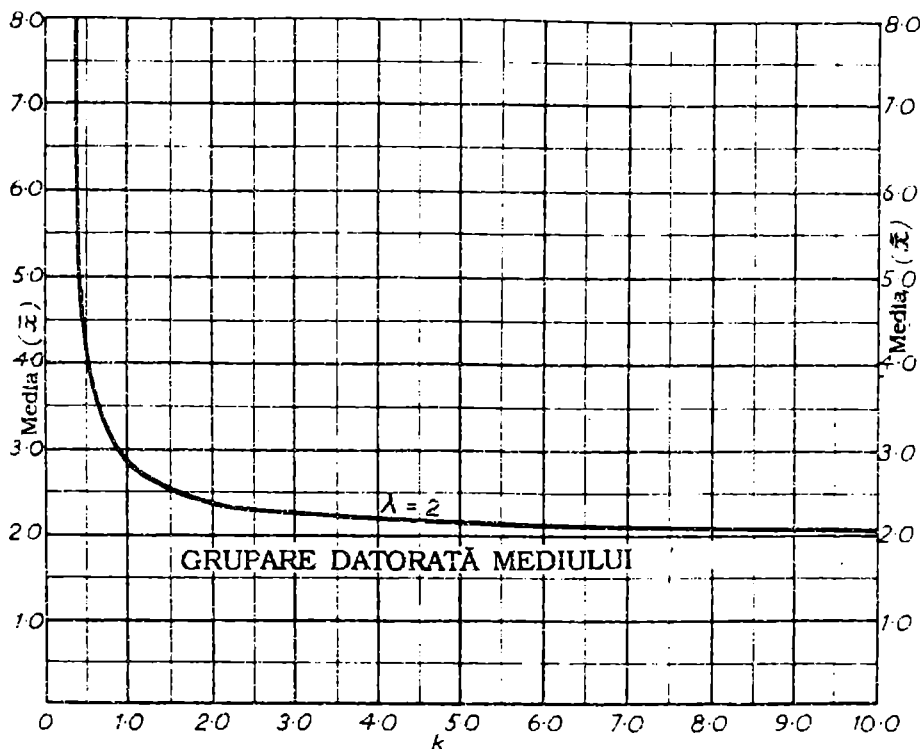


Figura 23. Cauzele grupării - "agregarea medie" (λ) a 2 indivizi pentru diferite valori ale mediei (\bar{x}) și ale parametrului k din distribuția binomial negativă (după Southwood, 1980).

10.3. COEFICIENTUL DE REGRESIE b DIN RELAȚIA CARE CARACTERIZEAZĂ LEGEA TAYLOR

Așa cum am menționat, distribuția indivizilor în populațiile naturale este de așa manieră încât varianța nu este independentă de medie. Astfel, dacă reprezentăm grafic varianța unui set de probe funcție de medie observăm că ele tind să crească împreună. Această dependență se menține indiferent de tipul de distribuție spațială, acoperind întreg domeniul, de la distribuția întâmplătoare până la gruparea maximă. Legea care descrie această dependență a fost descrisă de Taylor (1961) și este exprimată astfel:

$$s^2 = a(\bar{x})^b \quad (10.8)$$

unde a și b sunt constante, a fiind major influențată de mărimea unității de probă, iar b reprezintă un indice de agregare caracteristic și constant fiecărei specii. Ca

urmare, acest indice are valoare practică în compararea tipului de distribuție spațială a populațiilor aparținând la specii diferite. El ia valori într-un domeniu foarte larg cuprins între zero (în cazul extragerii probelor din populații cu distribuție uniformă) și infinit (în cazul populațiilor cu un grad mare de grupare a indivizilor). În cazul unei distribuții întâmplătoare, $a = b = 1$.

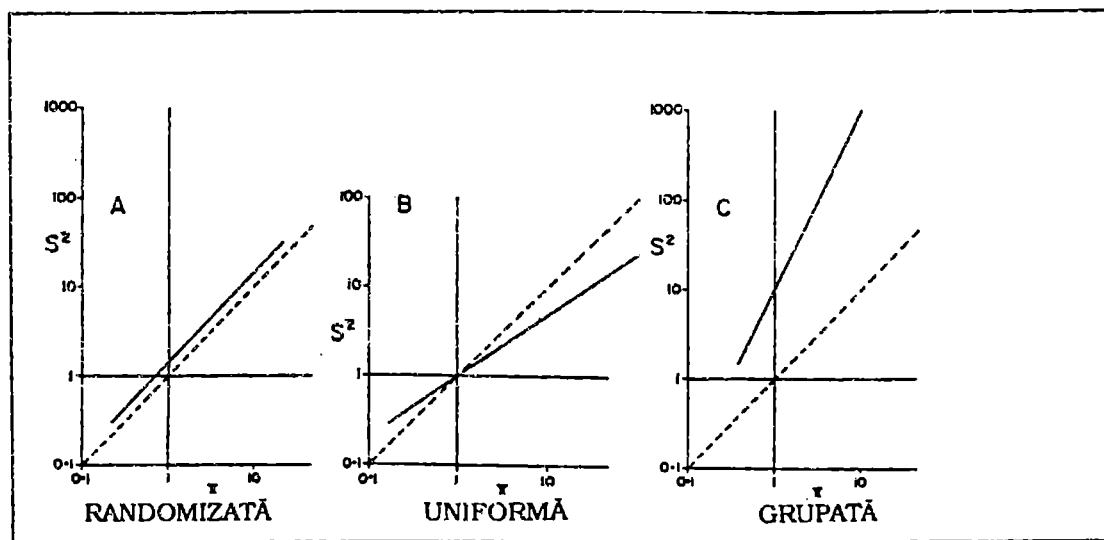


Figura 24. Liniile de regresie ale valorilor logaritmăte ale varianței și mediei, pentru diferite tipuri de distribuție spațială: (A) distribuție întâmplătoare; (B) distribuție uniformă; (C) distribuție grupată (după Elliott, 1977).

Seria de valori ale mediilor și varianțelor corespunzătoare necesară pentru a calcula valoarea coeficienților a și b , poate fi obținută pe baza probelor provenite din același ecosistem sau din ecosisteme diferite, probe care pot avea aceeași mărime (n) sau pot avea mărimi diferite deoarece b este independent de mărimea probei (n), media calculată (\bar{x}) și de numărul de indivizi din probă ($\sum x$).

Valorile celor 2 indici statistici (\bar{x} și s^2), calculați pentru o serie de probe, sunt reprezentate grafic la scară dublu logaritmică (Fig. 24, 25) sau sunt logaritmăte și reprezentarea grafică se face în acest caz pe scară obișnuită (Fig. 26). Valorile mediei ($\log \bar{x}$) sunt reprezentate întotdeauna pe abscisă.

Estimarea celor doi indici statistici (a și b) poate fi făcută pe baza dreptei de regresie obținute sau prin calcul. Prima metodă este preferată celei de-a 2, care este mult mai laborioasă și conduce la valori similare celor obținute prin metoda grafică. Valorile lui a sunt întotdeauna citite pe axa s^2 pentru valoarea mediei $\bar{x} = 1$. Valorile lui b sunt date de tangenta unghiului (β) de înclinare a liniei de regresie (Fig. 25).

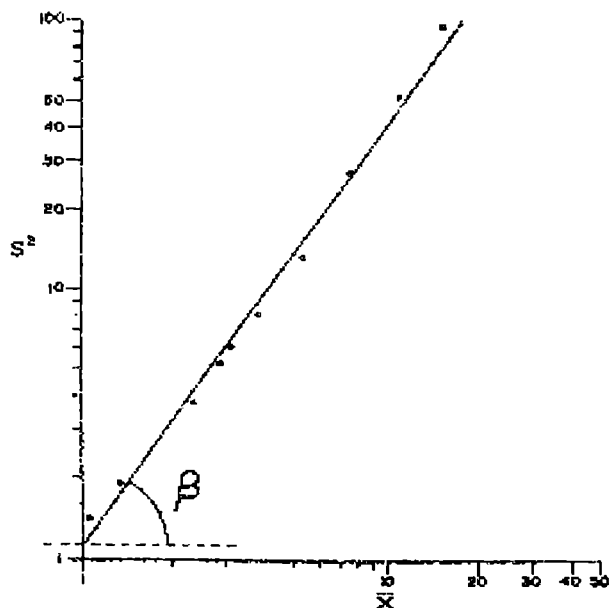


Figura 25. Dreapta de regresie a valorilor s^2 funcție de \bar{x} pentru calcularea valorii coeficientului b (scară dublu logaritmică). Valoarea lui s^2 pentru $\bar{x} = 1$ este $a = 1,1$. Panta dreptei de regresie este $\beta = 57^{\circ}30'$ (după Elliott, 1977).

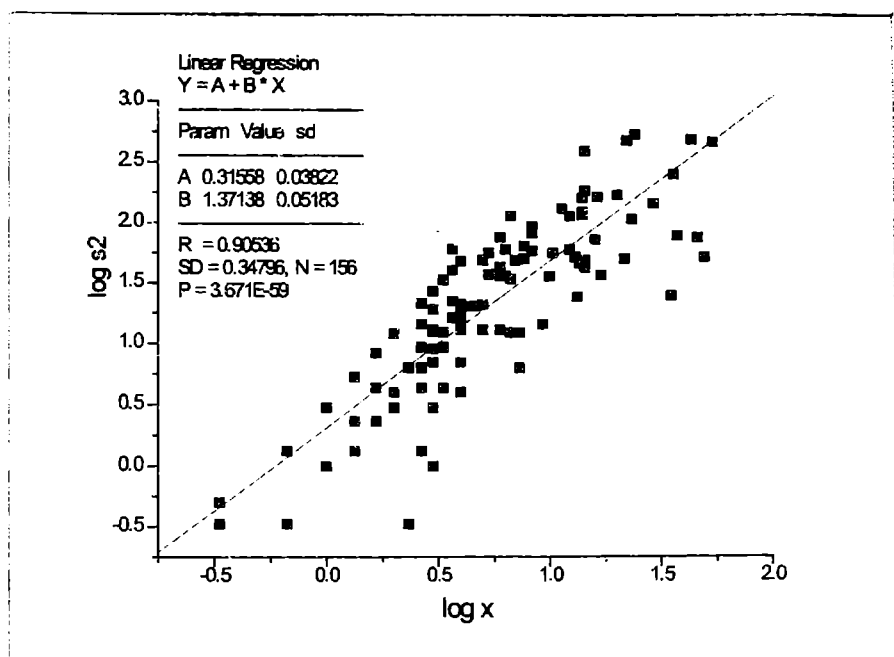


Figura 26. Dreapta și ecuația de regresie a valorilor logaritmăte ale variantei (s^2) și mediei (x) numărului de indivizi, în cazul speciei *P. hammoniensis* pentru intervalul septembrie 1991-iulie 1994, în lacurile Isacova, Puiu, Babina și Rosu din Delta Dunării (după Rîșnoveanu 1999).

Atunci când coeficientul de regresie b este calculat pe baza unui număr mare de perechi de valori s^2 și \bar{x} , trasarea liniei de regresie se realizează utilizând un program pe computer (de exemplu Origin 4.0) sau se recurge la metoda prezentată de Elliott (1977):

- separarea punctelor de intersecție a valorilor s^2 și \bar{x} în trei grupuri relativ egale prin trasarea unor linii verticale;
- găsirea punctelor centrale ale grupurilor marginale;
- trasarea dreptei de regresie prin unirea celor 2 puncte ce sunt situate în centrul grupurilor marginale;
- ajustarea dreptei de regresie prin trasarea unei drepte paralele cu cea obținută anterior dar care trece prin punctul de intersecție a valorilor medii ale lui $\log s^2$ și $\log \bar{x}$. Această nouă dreaptă de regresie va modifica valoarea lui a dar nu și pe cea a lui b .

Estimarea cu acuratețe mai bună presupune calcularea valorilor lui a și b pornind de la ecuația obținută prin logaritizarea legii lui Taylor:

$$\log s^2 = \log a + b \log \bar{x} \quad (10.9)$$

$$b = \frac{\sum(x-\bar{x})(y-\bar{y})}{\sum(x-\bar{x})^2} = \frac{n' \sum(xy) - (\sum x)(\sum y)}{n' \sum(x^2) - (\sum x)^2} \quad (10.10)$$

iar

$$\log a = \bar{y} - b\bar{x} = \frac{\sum y - b\sum x}{n'} \quad (10.11)$$

unde $x = \log \bar{x}$ și $y = \log s^2$ pentru fiecare probă, n' = numărul de probe.

Așa cum am menționat valorile mari ale coeficientului b sugerează un grad mare de grupare a indivizilor unei populații însă, dacă dreapta de regresie intersectează dreapta asociată seriei Poisson (cu $b = 1$), la densități mici are loc o schimbare a tipului de distribuție către o distribuție întâmplătoare. Ca urmare, valorile propriu-zise ale lui b nu pot fi folosite ca test pentru distribuția întâmplătoare (exceptând situația în care $a = 1$). fapt demonstrat de George (1974) pe populațiile zooplanctonice.

10.4. INDICELE MORISITA (I_δ)

Indicele Morisita (1959) este independent de media (\bar{x}) probei și de numărul de indivizi ($\sum x$), dar atunci când ia valori către limitele domeniului său de fluctuație - ceea ce corespunde distribuției uniforme și grupate - este în mare măsură dependent de numărul unităților de probă (n). Ca urmare, I_δ are valoare practică comparativă numai dacă probele sunt egale ca mărime. Relația de calcul este:

$$I_\delta = n \frac{\sum [x(x-1)]}{\sum x (\sum x - 1)} = n \frac{\sum(x^2) - \sum x}{(\sum x)^2 - \sum x} \quad (10.12)$$

unde n = numărul de unități de probă, iar x = numărul de indivizi din fiecare unitate de probă.

Indicele Morisita este egal cu unitatea dacă distribuția spațială a populațiilor este randomizată, este mai mic decât unitatea și tinde către $1 - \frac{n-1}{\sum x-1}$ dacă populațiile au distribuție uniformă sau se apropie de uniformitatea maximă și este mai mare decât unitatea tinzând către n atunci când populațiile au distribuție grupată și se apropie de gruparea maximă (Botnariuc & Vădineanu, 1982).

Măsura în care distribuția spațială a unei populații se îndepărtează de distribuția întâmplătoare se apreciază aplicând testul χ^2 .

$$\chi^2 = I_s(\sum x - 1) + n - \sum x \quad (10.13)$$

Formulăm ipoteza de nul $H_0: I_s = 1$. Aceasta va fi admisă dacă valoarea calculată χ^2 va fi mai mică decât valoarea corespunzătoare probabilității de transgresiune de 0,05 și $n-1$ grade de libertate (Tabelul 9) și va fi respinsă dacă valoarea calculată va fi mai mare decât cea din tabel.

În cazul populațiilor de oligochete bentonice din sectorul inferior al Dunării, valorile acestui indice s-au dovedit a fi în strânsă corelație cu cele ale indicilor Fisher și David și Moore, în cazul populațiilor speciilor *Limnodrilus claparedeanus* și *Potamothrix moldaviensis* care au fost reprezentate în probe printr-un număr mai mare de indivizi, dar nu și în cazul populației speciei *Tubifex newaensis* pentru care datorită independenței lui față de numărul de indivizi din probe, indicele Morisita s-a dovedit a fi mai eficient (Tabelele 10 - 12) (Rișnoveanu 1999).

Verificările efectuate au arătat că în cazul în care populația are o distribuție uniformă, I_s este puternic influențat de mărimea unității de probă (Fig. 27 A). În cazul populațiilor care prezintă distribuție grupată cu indivizii dispuși randomizat în fiecare grup, indicele Morisita este independent de mărimea unității de probă până când unitatea de probă egalează dimensiunile grupărilor de indivizi, după care începe să scadă pe măsură ce unitatea de probă continuă să crească în dimensiune (Fig. 27 B, C). Această constatare este folosită în practică pentru aprecierea dimensiunii medii a grupărilor de indivizi din cadrul populației. Dacă distribuția indivizilor în fiecare grup este uniformă, indicele Morisita este mai puțin stabil ca valoare (Fig. 27 D).

Dat fiind faptul că pentru a aprecia corect efectul factorilor dependenți de densitate este necesară cunoașterea densității ecologice (nr. indivizi/unitatea de spațiu locuit) și deci, implicit a dimensiunii medii a grupărilor, o serie de autori au fost preocupați de găsirea metodelor adecvate pentru rezolvarea acestei probleme. Astfel, Greig - Smith (1964) a dezvoltat o metodă de analiză a mărimii grupărilor în cazul populațiilor de plante. Metoda se bazează pe extragerea unor unități de probă de mărime crescândă și reprezentarea grafică a varianței măsurate față de mărimea unității de probă. Mărimea unității de probă care corespunde peak-ului obținut grafic reprezintă mărimea grupărilor. Această metodă poate fi aplicată numai când unitățile de probă sunt alăturate.

Așa cum am arătat deja, indicele Morisita (1959) furnizează informații similare, dar poate fi folosit pentru unități de probă împrăștiate.

DISTRIBUȚIA LUI CHI-PATRAT

TABELUL 9.

Grade de libertate	Probabilitatea unei valori mai mari												
	0,995	0,990	0,975	0,950	0,900	0,750	0,500	0,250	0,100	0,050	0,025	0,010	0,005
1	0,02	0,10	0,45	1,32	2,71	3,84	5,02	6,63	7,88
2	0,01	0,02	0,05	0,10	0,21	0,58	1,39	2,77	4,61	5,99	7,38	9,21	10,60
3	0,07	0,11	0,22	0,35	0,58	1,21	2,37	4,11	6,25	7,81	9,35	11,34	12,84
4	0,21	0,30	0,48	0,71	1,06	1,92	3,36	5,39	7,78	9,49	11,14	13,28	14,86
5	0,41	0,55	0,83	1,15	1,61	2,67	4,35	6,63	9,24	11,07	12,83	15,09	16,75
6	0,68	0,87	1,24	1,64	2,20	3,45	5,35	7,84	10,64	12,59	14,45	16,81	18,55
7	0,99	1,24	1,69	2,17	2,83	4,25	6,35	9,04	12,02	14,07	16,01	18,48	20,28
8	1,34	1,65	2,18	2,73	3,49	5,07	7,34	10,22	13,36	15,51	17,53	20,09	21,96
9	1,73	2,09	2,70	3,33	4,17	5,90	8,34	11,39	14,68	16,92	19,02	21,67	23,59
10	2,16	2,56	3,25	3,94	4,87	6,74	9,34	12,55	15,99	18,31	20,48	23,21	25,19
11	2,60	3,05	3,82	4,57	5,58	7,58	10,34	13,70	17,28	19,68	21,92	24,72	26,76
12	3,07	3,57	4,40	5,23	6,30	8,44	11,34	14,85	18,55	21,03	23,34	26,22	28,30
13	3,57	4,11	5,01	5,89	7,04	9,30	12,34	15,98	19,81	22,36	24,74	27,69	29,82
14	4,07	4,66	5,63	6,57	7,79	10,17	13,34	17,12	21,06	23,68	26,12	29,14	31,32
15	4,60	5,23	6,27	7,26	8,55	11,04	14,34	18,25	22,31	25,00	27,49	30,58	32,80
16	5,14	5,81	6,91	7,96	9,31	11,91	15,34	19,37	23,54	26,30	28,85	32,00	34,27
17	5,70	6,41	7,56	8,67	10,09	12,79	16,34	20,49	24,77	27,59	30,19	33,41	35,72
18	6,26	7,01	8,23	9,39	10,86	13,68	17,34	21,60	25,99	28,87	31,53	34,81	37,16
19	6,84	7,63	8,91	10,12	11,65	14,56	18,34	22,72	27,20	30,14	32,85	36,19	38,58
20	7,43	8,26	9,59	10,85	12,44	15,45	19,34	23,83	28,41	31,41	34,17	37,57	40,00
21	8,03	8,90	10,28	11,59	13,24	16,34	20,34	24,93	29,62	32,67	35,48	38,93	41,40
22	8,64	9,54	10,98	12,34	14,04	17,24	21,34	26,04	30,81	33,92	36,78	40,29	42,80
23	9,26	10,20	11,69	13,09	14,85	18,14	22,34	27,14	32,01	35,17	38,08	41,64	44,18
24	9,89	10,86	12,40	13,85	15,66	19,04	23,34	28,24	33,20	36,42	39,36	42,98	45,56
25	10,52	11,52	13,12	14,61	16,47	19,94	24,34	29,34	34,38	37,65	40,65	44,31	46,93
26	11,16	12,20	13,84	15,38	17,29	20,84	25,34	30,43	35,53	38,89	41,92	45,64	48,29
27	11,81	12,88	14,57	16,15	18,11	21,75	26,34	31,53	36,74	40,11	43,19	46,96	49,64
28	12,46	13,56	15,31	16,93	18,94	22,66	27,34	32,62	37,92	41,34	44,46	48,28	50,99
29	13,12	14,26	16,05	17,71	19,77	23,57	28,34	33,71	39,09	42,56	45,72	49,59	52,34
30	13,79	14,95	16,79	18,49	20,60	24,48	29,34	34,80	40,26	43,77	46,98	50,89	53,67
40	20,71	22,16	24,43	26,51	29,05	33,66	39,34	45,62	51,80	55,76	59,34	63,69	66,77
50	27,99	29,71	32,36	34,76	37,69	42,94	49,33	56,33	63,17	67,50	71,42	76,15	79,49
60	35,53	37,48	40,48	43,19	46,46	52,29	59,33	66,98	74,40	79,08	83,30	88,38	91,95
70	43,28	45,44	48,76	51,74	55,33	61,70	69,33	77,58	85,53	90,53	95,02	100,42	104,22
80	51,17	53,54	57,15	60,39	64,28	71,14	79,33	88,13	96,58	101,88	106,63	112,33	116,32
90	59,20	61,75	65,65	69,13	73,29	80,62	89,33	98,64	107,56	113,14	118,14	124,12	128,30
100	67,33	70,06	74,22	77,93	82,36	90,13	99,33	109,14	118,50	124,34	129,56	135,81	140,17

(după Snedecor, 1968)

Tabelul 10 Distribuția spațială a indivizilor populației speciei *Limnodrilus claparedeanus* din Dunare, în intervalul 1992-1993.

DATA	n	I	I(n-1)		David & Moore	Morisita	chi ²		Green
III' 92	12	9.55	105.00	**	8.55	2.88	105.00	**	0.17
IV' 92	12	7.55	83.00	**	6.55	4.00	83.00	**	0.27
V' 92	12	1.47	16.20	ns	0.47	1.37	16.20	ns	0.03
VII' 92	12	7.86	86.45	**	6.86	1.72	86.45	**	0.07
VIII' 92	12	5.58	61.33	**	4.58	2.44	61.33	**	0.13
XI' 92	12	4.40	48.40	**	3.40	2.29	48.40	**	0.12
V' 93	12	10.07	110.77	**	9.07	3.38	110.77	**	0.22
VI' 93	12	8.02	88.24	**	7.02	2.58	88.24	**	0.14
VII' 93	12	8.91	98.00	**	7.91	2.13	98.00	**	0.10
IX' 93	12	6.34	69.79	**	5.34	1.46	69.79	**	0.04
X' 93	12	14.29	157.17	**	13.29	1.90	157.17	**	0.08

Tabelul 11. Distribuția spațială a indivizilor populației speciei *Potamothrix moldaviensis* din Dunare, în intervalul 1992-1993.

DATA	n	I	I(n-1)		David & Moore	Morisita	chi ²		Green
III' 92	12	2.13	23.47	*	1.13	2.04	28.67	*	0.07
V' 92	12	1.00	11.00	ns	0.00	2.00	14.00	ns	0.00
VII' 92	12	25.96	285.53	**	24.96	2.02	347.20	**	0.08
VIII' 92	12	23.63	259.88	**	22.63	2.89	222.47	**	0.20
XI' 92	12	4.78	52.56	**	3.78	3.67	32.33	**	0.47
V' 93	12	18.68	205.45	**	17.68	4.11	129.31	**	0.47
VI' 93	12	13.77	151.47	**	12.77	2.82	141.85	**	0.18
VII' 93	12	5.82	63.99	**	4.82	1.88	81.22	**	0.06
IX' 93	12	37.72	414.90	**	36.72	3.38	391.82	**	0.23
X' 93	12	8.57	94.29	**	7.57	2.10	102.00	**	0.09

Tabelul 12. Distribuția spațială a indivizilor populațiilor de *Tubifex newaensis* din Dunare, în intervalul 1992-1993.

DATA	n	I	I(n-1)		David & Moore	Morisita	chi ²		Green
IV' 92	6	1.60	8.00	ns	0.60	1.80	8.20	ns	0.15
VII' 92	6	0.69	3.44	ns	-0.31	0.94	3.44	ns	-0.01
VIII' 92	6	3.00	15.00	*	2.00	3.00	21.00	**	0.25
V' 93	6	1.60	8.00	ns	0.60	3.60	15.40	*	0.15
VI' 93	6	0.43	2.14	ns	-0.57	2.57	14.43	*	-0.10
VII' 93	6	17.61	88.04	**	16.60	5.24	195.83	**	0.37
IX' 93	6	10.33	51.65	**	9.33	2.08	54.49	**	0.20
X' 93	6	2.10	10.50	ns	1.10	1.33	14.00	*	0.04

ns- ne semnificativ, * semnificativ ($P < 0.5$), ** înalt semnificativ ($P < 0.01$) (după Rîșnoveanu 1999).

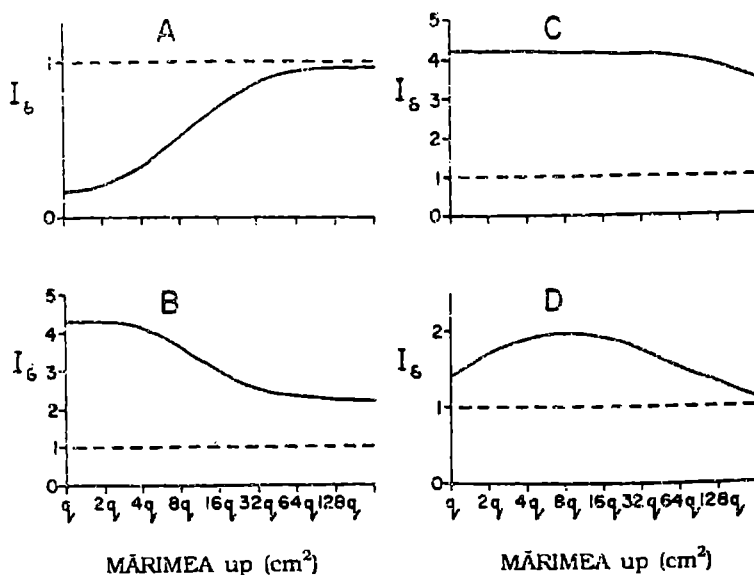


Figura 27. Modificarea I_s ca urmare a creșterii dimensiunilor unității de probă: (A) Distribuție uniformă; (B) Distribuție grupată cu grupuri mici; (C) Distribuție grupată cu grupuri de dimensiuni mari; (D) Distribuție grupată cu indivizi dispuși uniform în interiorul grupurilor. Liniile orizontale punctate indică o distribuție randomizată ($I_s = 1$). Cea mai mică unitate de probă = $q \text{ cm}^2$ (după Elliott, 1977).

10.5. INDICELE AGLOMERĂRII MEDII

Pentru populațiile animale mobile, "gradul de aglomerare suportat de un individ" este apreciat cu ajutorul indicelui aglomerării medii (\tilde{x}), dezvoltat de Lloyd (1967) (Vandermeer, 1982).

Acest indice este o expresie a intensității interacțiunii dintre indivizi (nr. indivizi/unitate probă/individ).

$$\tilde{x} = \bar{x} + \left(\frac{s^2}{\bar{x}} - 1 \right) \bar{x} \quad (10.14)$$

Dacă distribuția populației este întâmplătoare ($\frac{s^2}{\bar{x}} = 1$), atunci $\tilde{x} = \bar{x}$. Pentru populațiile

a căror distribuție este descrisă de distribuția binomial negativă ($s^2 = \bar{x} - \frac{\bar{x}^2}{k}$), relația poate fi scrisă astfel:

$$\tilde{x} = \bar{x} + \frac{\bar{x}^2}{k} \quad (10.15)$$

O serie de autori au demonstrat creșterea gradului de grupare o dată cu creșterea densității.

Iwao (1968) a arătat că \tilde{x} este corelat cu media (\bar{x}) într-un domeniu larg de densități, corelație exprimată matematic de următoarea ecuație de regresie:

$$\tilde{x} = \alpha + \beta \bar{x} \quad (10.16)$$

Constanta α indică tendința de aglomerare sau de respingere și α reprezintă o proprietate a speciei, iar coeficientul β este corelat cu modalitățile în care indivizii utilizează habitatul și β exprimă măsura în care, la densități mari, coloniile sunt grupate.

Mortalitatea dependentă de densitate poate influența valorile lui β , pe când mortalitatea independentă de densitate poate altera valorile lui α dar β rămâne nemodificat (Iwao, 1970).

10.6. INDICELE IWAO

Indicele Iwao, (ρ) - măsură a suprafeței coloniei.

Aria ocupată de o colonie poate fi determinată utilizând indicele Iwao (1972):

$$\rho = \frac{\tilde{x}_i - \tilde{x}_{i-1}}{x_i - x_{i-1}} \quad (10.17)$$

unde 1, 2, ..., i desemnează mărimi succesive ale unității de probă.

Indicele prezintă o inflexiune a magnitudinii la mărimea unității de probă corespunzătoare suprafeței coloniei (Southwood, 1980).

11

ESTIMAREA PARAMETRILOR CARE CARACTERIZEAZĂ DINAMICA POPULAȚIILOR

Populația, ca sistem complex, este un sistem dinamic supus permanent unei presiuni variabile din partea mediului care induce o serie de tranziții de stare. Principalul parametru structural de stare care oglindește răspunsurile populației față de modificările presiunii mediului este reprezentat de mărimea populației. Rata netă a modificării mărimii unei populații în timp poate fi estimată cunoscând efectele fluctuațiilor presiunii mediului, diferențiate în raport cu structura pe vârste și sexe, asupra capacității de supraviețuire și asupra ratei natalității, la care se adaugă atunci când este cazul, informațiile cu privire la efectele aceluiași fluctuații asupra dispersiei.

11.1. ESTIMAREA RATELOR EMIGRĂRII ȘI IMIGRĂRII

Așa cum am arătat în capitolul 7, ratele emigrării și imigrării pot fi estimate pe baza datelor obținute prin metodele de marcarea și recapturare. Dacă ratele natalității și mortalității sunt nule, atunci rata de eliminare a indivizilor din populație (γ) și cea de diluție (β) vor reprezenta în fapt ratele emigrării și respectiv imigrării indivizilor. Cum în populațiile naturale această presupunere este adesea nerealistă, cele două componente pot fi separate prin estimarea separată, simultană, a natalității și mortalității.

Dacă mărimea populației este cunoscută ca urmare a folosirii diferitelor metode descrise în capitolul 7, și dacă ratele mortalității și natalității sunt nule, atunci proporția indivizilor care au migrat poate fi estimată folosind indicele Lincoln. Proporția indivizilor care au emigrat (a_e) este estimată de raportul dintre numărul de indivizi practic recapturat (r) și numărul de indivizi estimat a fi recapturat (r_e).

$$a_e = r/r_e \quad \text{și} \quad (11.1)$$

$$r_e = an/N \quad (11.2)$$

unde a = numărul indivizilor marcați eliberați;

n = mărimea totală a probei;

N = efectivul total, estimat pe baza altor metode.

În vederea estimării schimburilor de indivizi între două ecosisteme vecine, se poate folosi metoda dezvoltată de Iwao (1963) care are avantajul că poate fi aplicabilă și în cazul în care indivizii aparținând celor două populații prezintă rate de supraviețuire diferite. De asemenea, fracția prelevată din cele două populații poate fi

diferită. Metoda necesită o serie de trei momente de observație (ziua 1 - t_1 ; ziua 2 - t_2 ; ziua 3 - t_3), similar metodei dezvoltate de Bailey. Un număr a_1 de indivizi este marcat și eliberat în fiecare ecosistem în ziua 1. În ziua a doua se prelevează o probă (n_2), se notează numărul de indivizi recapturați (care au deja marcă) și toți indivizii acestei probe primesc o nouă marcă distinctivă (a_2) și sunt eliberați. În cea de-a treia zi se prelevează o nouă probă în fiecare ecosistem și se numără indivizii marcați în funcție de detaliile mărcilor purtate. Astfel, estimata ratei de emigrare din ecosistemul x în ecosistemul y pe durata intervalului scurs între "ziua 1" și "ziua 2" este dată de relația:

$${}_{xy}e_1 = \frac{{}_{yy}r_{31} {}_y a_2 + {}_{yy}r_{21} {}_{yy}r_{32}}{{}_{yy}r_{32} {}_y a_1}} \cdot {}_y a_1 {}_x r_{21}} \quad (11.3)$$

unde ${}_x a_1$ = numărul de indivizi marcați eliberați în ecosistemul x în ziua 1;
 ${}_y a_1$ = numărul de indivizi marcați eliberați în ecosistemul y în ziua 1;
 ${}_y a_2$ = numărul de indivizi marcați eliberați în ecosistemul y în ziua 2;
 ${}_{yy}r_{21}$ = numărul de indivizi recapturați în ecosistemul y în ziua 2, marcați în ecosistemul y în ziua 1;
 ${}_{yy}r_{31}$ = numărul de indivizi recapturați în ecosistemul y în ziua 3, marcați în ecosistemul y în ziua 1;
 ${}_{yy}r_{32}$ = numărul de indivizi recapturați în ecosistemul y în ziua 3, marcați în ecosistemul y în ziua 2;
 ${}_{xy}r_{21}$ = numărul de indivizi recapturați în ecosistemul y în ziua 2, marcați în ecosistemul x în ziua 1;

Ecuția echivalentă pentru estimarea ratei de emigrare din populația y în populația x este:

$${}_{yx}e_1 = \frac{{}_{xx}r_{31} {}_x a_2 + {}_{xx}r_{21} {}_{xx}r_{32}}{{}_{xx}r_{32} {}_x a_1}} \cdot {}_x a_1 {}_y r_{21}} \quad (11.4)$$

Menționăm că metoda permite de asemenea, estimarea ratei de supraviețuire în cele două sisteme studiate.

În cazurile în care mediul este uniform și deplasarea indivizilor este randomizată, se pot folosi o serie de metode care nu presupun marcarea indivizilor și care permit separarea ratei emigrării de cea a natalității și mortalității folosind teoria difuziei randomizate (Southwood, 1980).

11.2. ESTIMAREA RATELOR NATALITĂȚII, MORTALITĂȚII ȘI A SPERANȚEI DE VIAȚĂ PE BAZA TABELOR DE VIAȚĂ

Informația necesară caracterizării efectului fluctuațiilor factorilor de mediu asupra introducerii de indivizi în populație prin natalitate și asupra eliminărilor din populație prin mortalitate se obține adesea folosind metoda tabelor de viață.

Tabelele de viață sunt folosite de foarte mult timp pentru populația umană de către agențiile pentru asigurări, în scopul estimării speranței de viață la o anumită

vârstă (coloana e.). Însă, interesul fundamental al ecologilor este total diferit de acela al asigurătorilor și ar fi o greșeală majoră să considerăm că speranța de viață, parametru esențial în studiul populației umane, ar fi singurul și cel mai important parametru în studiul populațiilor animale și vegetale.

Tabelele de viață condensează informația referitoare la o serie de parametri de stare structurali ai populației (efectiv, structura pe vârste, distribuția efectivului pe grupe de vârste sau dimensiuni, raportul sexelor) precum și pe cea referitoare la efectul fluctuațiilor presiunii mediului asupra acestora și asupra capacității reproductive și de supraviețuire.

După modul în care sunt obținute datele necesare alcătuirii tabelelor de viață, acestea se grupează astfel:

a) Tabele de viață dinamice sau ale unei generații, denumite adesea și tabele horizontale sau tabele specifice vârstei (vârstă - specifice).

Aceste tabele se alcătuiesc pentru populațiile cu generații discrete - populații ale căror generații nu se suprapun - și ca urmare, informațiile integrate în acest tip de tabel privesc indivizii aparținând unei singure generații a populației. Deoarece populația - presupusă a fi în fază staționară, cu distribuție stabilă pe clase de vârstă - este reprezentată la diferite momente de timp, predominant prin indivizi aparținând unei singure clase de vârstă (dimensiuni sau stadiu de dezvoltare) aceasta se urmărește în condițiile particulare de mediu pe durata unei întregi generații. La intervale diferite de timp, în funcție de biologia speciei, corelat cu vârsta indivizilor se prelevează probe pe baza cărora se obțin informațiile cu privire la numărul de indivizi ce aparțin fiecărei clase de vârstă și la măsura în care fiecare individ participă la reproducere. Acestea sunt informațiile de bază pentru alcătuirea tabelului de viață și pentru că ele se obțin în timp spunem că tabelul de viață este dinamic.

b) Tabele de viață statice, verticale, sau specifice unui anumit moment de timp (timp - specifice) au la bază informațiile obținute din analiza unei singure probe (alcătuită din n unități de probă), prelevată la un moment dat dintr-o populație presupusă a fi staționară și care are generații suprapuse. Această metodă presupune estimarea într-o primă fază a efectivului existent al populației și a distribuției pe clase de vârstă pe baza distribuției indivizilor în proba extrasă (vezi capitolele 7 și 8). Într-o fază ulterioară această metodă presupune estimarea numărului de indivizi eliminați la fiecare stadiu. Numărul de indivizi ce supraviețuiesc în intervalul de la x la $x+1$ raportat la numărul total al indivizilor care au intrat în categoria de vârstă x reprezintă o estimată directă a lui $P_{x+1,x}$ (probabilitatea ca un individ să treacă din stadiul x în stadiul $x+1$ pe durata unui interval de clasă), presupunând că distribuția pe clase de vârstă este stabilă. Probabilitățile de tranziție ($P_{x+1,x}$), specifice matricei de proiecție a vârstelor, pot fi transformate ușor în termenii capacității de supraviețuire.

De asemenea, atât în cazul populațiilor cu generații discrete cât și în cazul populațiilor cu generații suprapuse, pentru fiecare vârstă reproductivă se stabilește rata natalității corespunzătoare condițiilor în care își desfășoară activitatea populația în intervalul luat în considerare la alcătuirea tabelului de viață.

Indiferent de tipul tabelului de viață (dinamic sau static) în alcătuirea sa putem utiliza două modalități distincte:

1. Tabelul de viață se alcătuiește astfel încât să cuprindă două compartimente de bază: unul care sintetizează informația cu privire la efectele fluctuațiilor factorilor de mediu (diferențiate în funcție de vârstă) asupra capacității de supraviețuire și ratei mortalității, și cel de-al doilea care sintetizează efectele aceluiași fluctuații asupra ratei

natalității. Nu trebuie să se piardă din vedere un fapt foarte important și anume, dacă populația are reproducere asexuată, atunci datele incluse în tabel se referă la toți indivizii componenți, iar dacă populația are reproducere sexuată, cunoscând raportul sexelor, în tabel se vor trece numai datele care exprimă numărul de femele (indicându-se și valoarea raportului sexelor, ori de câte ori este posibil).

După cum se observă se admite că pentru condițiile date nu există o diferențiere a ratei mortalității pe cele două sexe.

2. Fiecare compartiment se reprezintă ca un tabel de sine stătător. În acest caz dacă populația are reproducere sexuată, în tabelul care prezintă datele referitoare la efectele fluctuațiilor mediului asupra ratei natalității se iau în calcul în exclusivitate femelele (Botnariuc & Vădineanu, 1982).

În cele ce urmează definim un tabel de viață ca un tabel cu 7 coloane și un număr de rânduri egal cu numărul claselor de vârstă identificate în populație (Tabelul 13).

Prima coloană a tabelului integrează vârsta (stadiul de dezvoltare), simbolizată cu x și exprimată în unități de timp (zile, săptămâni, luni, ani), în funcție de biologia speciei respective. În tabel, x se referă la interval de clasă de la x la $x+1$. Ca urmare, această primă coloană sintetizează informația referitoare la structura pe vârste a populației.

A doua coloană, N_x , exprimă numărul de indivizi (în cazul populațiilor cu înmulțire asexuată) sau numărul femelelor (în cazul populațiilor cu înmulțire sexuată) care supraviețuiesc la începutul fiecărei clase de vârstă.

Pentru o exprimare uniformă a datelor, care să faciliteze compararea rezultatelor raportate în literatură, precum și pentru a simplifica calcularea speranței de viață, s-a convenit ca datele observate cu privire la numărul de indivizi care supraviețuiesc la începutul fiecărui interval de vârstă (x) să fie corectate față de o valoare standard reprezentată în general de cifra 100 sau 1000. Ca urmare, valorile l_x vor reprezenta numărul de indivizi care supraviețuiesc la începutul fiecărui interval de vârstă din totalul de 100 sau 1000 de indivizi care este considerat că a intrat în prima clasă de vârstă.

Însă, deoarece această practică determină pierderea unei informații deosebit de importante referitoare la mărimea populației și, deoarece variațiile mărimii populației de la o generație la alta sunt cele care furnizează cadrul general care permite aprecierea rolului diferiților factori ai mediului în inducerea dinamicii particulare a unei populații, în multe studii asupra populațiilor naturale este necesară listarea valorilor originale ale distribuției efectivului pe clase de vârstă și înregistrarea efectului diferiților factori de comandă asupra ratei mortalității.

Tabelul de viață ideal conține estimatele densității absolute pentru toate grupele de vârstă identificabile. Pentru unele grupe de vârstă este posibilă determinarea directă a numărului de indivizi care intră în respectiva categorie de vârstă. Pentru alte stadii sunt disponibile serii de estimate ale efectivului, obținute pe baza prelevărilor succesive folosind metoda pătratelor sau metodele de capturare, marcarea și recapturare. În acest ultim caz se pune problema determinării numărului de indivizi aparținând unei anumite generații care au supraviețuit în fiecare interval de vârstă. Un factor important care determină gradul de dificultate al acestui pas este reprezentat de sincronizarea dezvoltării indivizilor pe durata ciclului de viață. Situația ideală este atunci când există un moment de timp când toți indivizii unei generații sunt într-un singur stadiu de dezvoltare (categorie de vârstă). Estimarea efectivului la

acel moment de timp conduce la obținerea unei valori care poate fi folosită în tabelele de viață. Însă, pe măsură ce se produce suprapunerea tot mai accentuată a stadiilor succesive până la suprapunerea totală, pentru a obține numărul de indivizi caracteristic fiecărei vârste este necesară integrarea unei serii de estimate care necesită tehnici speciale. Odată stabilită distribuția efectivului pe clase de vârstă (coloana l_x) presupunem că diferențele care apar de la o clasă la alta sunt consecința mortalității sau dispersiei. Este posibilă verificarea acestei ipoteze prin efectuarea de măsurători separate, simultane, ale ratelor ce caracterizează aceste procese la fiecare vârstă.

Tabelul 13. Tabelul de viață alcătuit pentru generația de vară (anul 1976) a populației de *Propillocerus danubialis* din ghiolul Roșu (Delta Dunării) (după Botnariuc & Vădineanu, 1982).

x	l_x	d_x	q_x	l_x	T_x	e_x
1	100	460	0,460	770	1511	1,51
	0					
2	540	210	0,388	435	741	1,37
3	330	271	0,820	194	306	0,93
4	59	9	0,152	54	112	1,90
5	50	38	0,760	31	58	1,16
6	12	1	0,083	11	27	2,20
7	11	4	0,364	9	16	1,43
8	7	7	1,000	7	7	0,50

$$R_0 = 5,25$$

$$G = 8$$

$$r_m = 0,207$$

Următoarea coloană, notată d_x , include numărul de indivizi eliminați din populație în intervalul fiecărei vârste și

$$d_x = l_x - l_{x+1} \quad (11.5)$$

Proporția indivizilor care au fost eliminați pe parcursul stadiului x , din numărul total al indivizilor care au intrat în categoria de vârstă x este q_x și

$$q_x = \frac{d_x}{l_x} \quad (11.6)$$

q_x reprezintă rata brută a mortalității, care în cazul populațiilor aflate în fază staționară este egală cu rata intrinsecă a mortalității și se numește simplu, rata mortalității. După cum se observă, ea este specifică fiecărei vârste în parte și este integrată în coloana a 4-a a tabelului de viață (tabelul 13). Datorită faptului că indivizii care supraviețuiesc până în ultimul stadiu al ciclului de dezvoltare vor muri

în totalitate, rata mortalității corespunzătoare acestei vârste va avea valoarea maximă 1.

Dacă se efectuează o reprezentare grafică a datelor incluse în coloana l_x a tabelului de viață, se obține curba de supraviețuire care evidențiază, într-o formă sugestivă, particularitățile fiecărei vârste în ceea ce privește capacitatea de suport față de presiunea variabilă a mediului.

Curba se trasează plasând pe ordonată logaritmică valorilor l_x , iar pe abscisă vârsta (x), iar panta curbei la fiecare vârstă particulară reprezintă rata mortalității specifice de vârstă. Curbele de supraviețuire cunoscute pentru diferite populații naturale aproximează următoarele cinci tipuri de curbe diferentiabile teoretic (Fig. 28):

- I. rata mortalității este redusă până la ultimul stadiu de dezvoltare după care crește rapid, determinând o cădere abruptă a curbei (caracteristică populațiilor la care se manifestă grija părinților față de progenitură, omul și primatele constituind cel mai elocvent exemplu;
- II. mortalitatea crește cu o rată constantă în raport cu vârsta (de exemplu populațiile de rotiferi crescute în condiții controlate);
- III. rata mortalității se menține constantă la toate vârstele determinând o curbă de supraviețuire lineară, situație întâlnită la multe specii de vertebrate (de exemplu, atunci când cauza principală a eliminărilor de indivizi din populație este reprezentată de un prădător care nu face distincție între vârste). Acest tip de curbă indică faptul că la fiecare clasă de vârstă, într-un anumit interval de timp, o fracție constantă din populație va fi eliminată prin mortalitate;
- IV. rata mortalității este mare la stadiile juvenile și descrește cu o rată constantă pe măsură ce se înaintează în vârstă iar curba de supraviețuire este ușor concavă;
- V. mortalitatea are o rată foarte mare la stadiile tinere după care scade rapid la un nivel relativ constant. Populațiile speciilor de pești și nevertebrate care au o fecunditate foarte mare au curbe de supraviețuire care aproximează tipul teoretic V, datorită eliminărilor masive în stadiile juvenile sub acțiunea prădătorilor. De asemenea, toate plantele perene par a avea curbe de supraviețuire de acest tip.

În mod obișnuit însă, populațiile naturale animale și vegetale au sau este de așteptat să aibă curbe de supraviețuire care se aseamănă cu o combinație a tipurilor teoretice menționate (Botnariuc & Vădineanu, 1982).

Reamintim faptul că în coloana a 2-a a tabelului de viață este integrat numărul de indivizi care supraviețuiesc la începutul fiecărui interval de clasă. Dar, în decursul fiecărui interval de vârstă indivizii sunt eliminați continuu din populație și ca urmare, coloana a 5-a a tabelului, notată L_x , ia în considerare durata de timp cât trăiește fiecare individ după ce acesta intră în a x -a categorie de vârstă și apoi face suma tuturor acestor intervale de timp. Deci, termenul L_x reprezintă de fapt "lungimea" timpului trăit de toți indivizii care intră în categoria de vârstă x .

Dacă intervalul de timp corespunzător unei anumite morfe este mic sau dacă dispunem de elemente care să ne permită să presupunem că q_x este constantă pe tot parcursul intervalului de vârstă, atunci:

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} \quad (11.7)$$

Dacă criteriile menționate mai sus nu sunt satisfăcute sau dacă informațiile cu privire la modificarea sau nu a ratei mortalității sunt inaccesibile, atunci L_x se obține prin integrarea curbei de supraviețuire între punctele x și $x+1$:

$$L_x = \int_x^{x+1} l_x dx \quad (11.8)$$

unde x reprezintă variabila de integrare. Deoarece, de obicei nu cunoaștem cum este definită funcția l_x , cel mai frecvent integrala se calculează utilizând metoda grafică. Figura 29 redă trei modalități grafice de calcul a parametrului L_x .

Seria de valori din coloana L_x este cunoscută, de obicei, ca distribuție staționară pe clase de vârstă, care se realizează atunci când mărimea populației rămâne constantă ($q_x = m_x$).

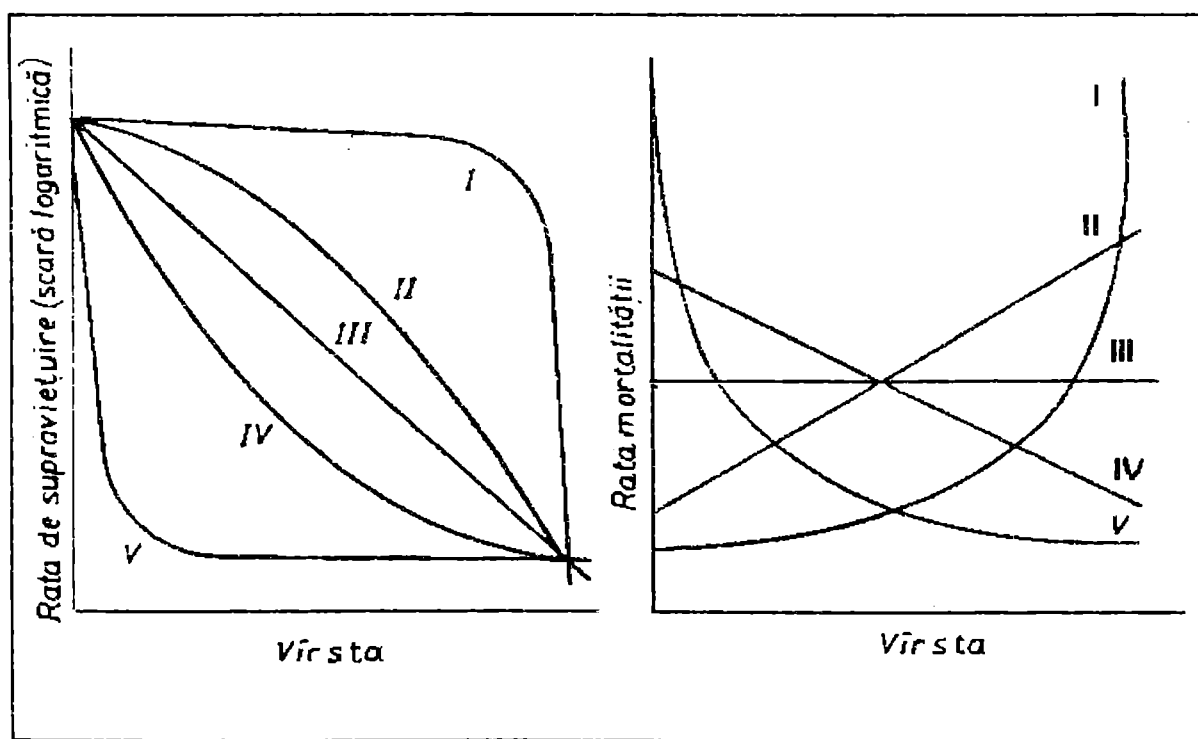


Figura 28. Principalele forme ale curbei de supraviețuire și formele corespunzătoare de variație a ratei mortalității. Pentru a evita confuzia, curbele sunt trasate arbitrar astfel încât să se intersecteze într-un singur punct (după Ricklefs, 1974).

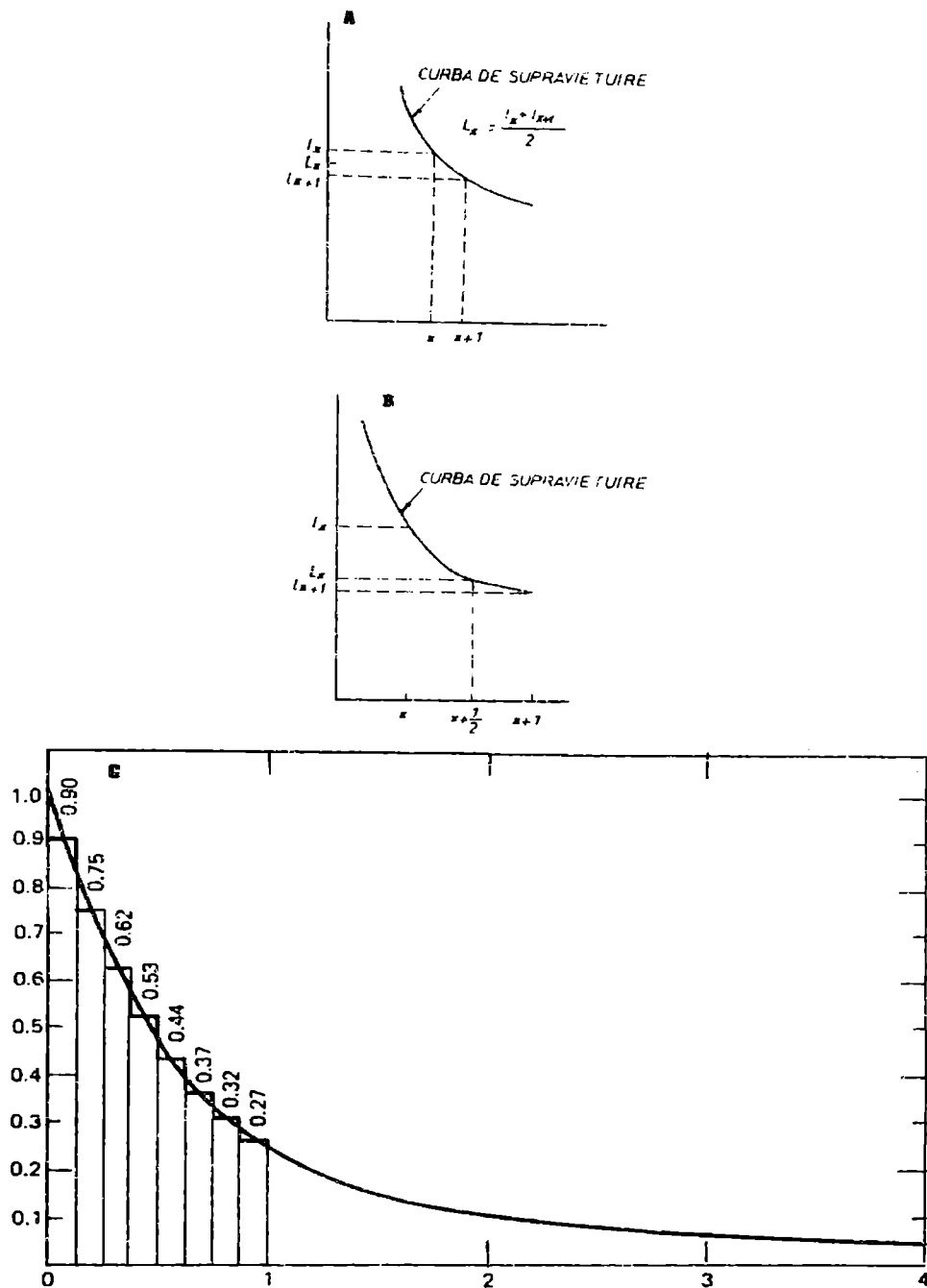


Figura 29. Modalități de determinare a valorii termenului L_x :

- a) interval de clasă restrâns, se presupune $q_x = ct \Rightarrow L_x = (l_x + l_{x+1})/2$;
- b) interval de clasă larg; $q_x \neq \text{constant}$; L_x se calculează din grafic pentru jumătatea intervalului de vârstă ($x + 1/2$) (după Botnariuc și Vădineanu, 1982);
- c) interval de clasă larg, $q_x \neq \text{constant}$; $L_x =$ suma înălțimilor dreptunghiurilor trasate în intervalul $[x, x+1]$ înmulțită cu lungimea intervalului de timp acoperit de un dreptunghi. $L_0 = (0,90+0,75+0,62+0,53+0,44+0,37+0,32 +0,27) 1/8 = 0,525$ față de $L_0 = 1/2(1+ 0,270) = 0,6350$ obținut prin metoda aritmetică (după Vandermeer, 1981).

Următorul termen al tabelelor de viață, T_x , se obține prin sumarea valorilor din coloana L_x de la vârsta x până la ultimul interval de vârstă n și caracterizează timpul total de viață rămas pentru toți indivizii care au atins vârsta x .

$$T_x = L_x + L_{x+1} + L_{x+2} + \dots + L_n \quad (11.9)$$

Disponând de valorile termenului T_x se pot determina valorile unui alt indice important al tabelului de viață reprezentat de speranța de viață (e_x) a unui individ de vârstă x sau, altfel spus, numărul de unități de timp pe care poate spera să le trăiască un individ ajuns la vârsta x .

Termenii tabelului de viață la care ne-am referit până acum, caracterizează capacitatea de supraviețuire și, respectiv mortalitatea, diferențiate pe clase de vârstă ale populației, pe când următoarele coloane grupează informația cu privire la recrutarea de noi indivizi prin reproducere, în aceeași manieră, diferențiat pe grupe de vârstă.

Datele referitoare la introducerea de noi indivizi în populație prin natalitate precum și cele referitoare la interacțiunile dintre natalitate și mortalitate pot fi integrate în coloane distincte adăugate tabelului descris anterior, sau pot fi incluse într-un tabel nou, care include coloanele x și l_x identice tabelului anterior, cu excepția faptului că valorile l_x se referă exclusiv la femele și pot reprezenta numărul de femele vii, pe durata unui interval de clasă dat, ca o fracție a unei populații inițiale egală cu 1 sau, altfel spus, speranța de viață la naștere până la vârsta x , ca o fracție de 1 (l'_x).

Pornind de la valorile incluse în coloana l_x se calculează probabilitatea de supraviețuire caracteristică fiecărei vârste, notată l'_x și;

$$l'_x = \frac{l_x}{l_0} \quad (11.10)$$

unde l_0 reprezintă numărul de indivizi existent inițial într-o anumită generație. Desigur, l'_0 are valoarea maximă, 1:

$$l'_0 = \frac{l_0}{l_0} \quad (11.11)$$

Ținând cont de faptul că intervalul de vârstă este mare și că eliminarea indivizilor se face continuu și nu discret, așa cum suntem nevoiți să luăm în considerare, este indicat ca probabilitatea de supraviețuire (l'_x) până la fiecare vârstă să se calculeze așa cum s-a arătat anterior dar, folosind ca date empirice datele care sunt integrate în coloana L_x .

Pe baza observațiilor din teren se adaugă în tabelul de viață o nouă coloană (m_x) care reprezintă fertilitatea specifică vârstei x sau numărul mediu de femele introduse în populație de o femelă de vârstă x (la populațiile cu reproducere sexuată) sau numărul mediu de indivizi introduși în populație de un individ de vârstă x (la populațiile cu reproducere asexuată) pe durata unui interval de vârstă. Adesea

termenul m_x este prezentat în literatura de specialitate ca fecunditatea specifică vârstei dar, deoarece el reprezintă numărul de "nou-născuți" vii, considerăm că termenul mai adecvat ar fi fertilitatea specifică vârstei. În cazul populațiilor cu reproducere sexuată, adesea este necesar să presupunem că raportul sexelor este 50:50 și, ca urmare,

$$m_x = \frac{N_x}{2}, \quad (11.12)$$

N_x fiind fertilitatea totală (masculi și femele) per femele de vârstă x .

Produsul termenilor $m_x l'_x$ este integrat în următoarea coloană a tabelului și reprezintă numărul total de femele sau de ouă femele depuse (în cazul populațiilor cu reproducere sexuată) sau numărul total de indivizi (în cazul populațiilor cu reproducere asexuată) produs și introdus în populație în fiecare interval de vârstă.

Termenul $m_x l'_x$ arată câți indivizi produce și introduce în populație o femele (sau individ în cazul reproducerii asexuate) a cărei probabilitate de supraviețuire până la vârsta x este l'_x .

Numărul total de indivizi pe care-i introduce o femele pe parcursul întregului ciclu de dezvoltare este dat de suma valorilor termenului $m_x l'_x$, corespunzătoare claselor de vârstă luate în considerare. Această sumă reprezintă unul din indicii sintetici ce pot fi calculați pe baza datelor integrate în tabelele de viață, cunoscut ca rata netă de reproducere a populației (R_0).

$$R_0 = \sum_{x=0}^n m_x l'_x \quad \text{sau} \quad R_0 = \int_0^n l'_x m_x dx \quad (11.13)$$

Rata netă de reproducere evidențiază de câte ori se poate multiplica mărimea unei populații în decursul unei generații dacă se mențin condițiile de mediu particulare în care s-au acumulat informațiile din tabelul de viață și dacă mediul este nelimitant prin resursele sale (Botnariuc & Vădineanu, 1982).

Rata netă de reproducere mai poate fi exprimată și ca raportul dintre numărul de indivizi aparținând unei populații la începutul unei generații și numărul de indivizi aparținând generației precedente.

$$R_0 = \frac{N_{t+\tau}}{N_t} \quad (11.14)$$

unde τ = durata unei generații.

Valorile lui R_0 superioare lui 1 sugerează o creștere a efectivului populațional, cele mai mici de 1 sugerează o scădere a efectivului populațional, iar când $R_0 = 1$ populația se află în fază staționară.

Pentru a surprinde dinamica în timp a populațiilor naturale este necesară întocmirea unei succesiuni de tabele de viață care ar permite surprinderea modificărilor în timp ale parametrilor m_x și q_x în funcție de efectele diferitelor presiuni

exercitate de mediu. Ca urmare, subliniem încă o dată necesitatea extinderii corespunzătoare în timp și spațiu a programelor de cercetare.

Cunoașterea curbilor de supraviețuire la populațiile naturale are o deosebită importanță practică pentru că ne arată clar care sunt stadiile sensibile la presiunea mediului. De asemenea, analiza efectuată pe baza tabelilor de viață permite stabilirea factoriilor de mediu față de care vulnerabilitatea este mai mare și a acelor care sunt importanți în reglarea efectivelor populaționale și consecutiv, controlul acestora astfel încât să mărim rata mortalității dacă populația studiată aparține unei specii dăunătoare (în sensul că ea interferează cu omul în utilizarea aceluiași resurse) sau să reducem rata mortalității în cazul în care populația are valoare economică. Curba de supraviețuire reprezintă un element indispensabil pentru activitățile de control biologic și de amenajare și exploatare rațională (Botnariuc & Vădineanu, 1982; Begon & Mortimer, 1986). În vederea atingerii acestui scop tabelele de viață pot include câteva rubrici suplimentare, integrate în tabelul 14.

11.3. ESTIMAREA IMPORTANȚEI RELATIVE A FACTORILOR DE COMANDĂ ÎN INDUCEREA UNEI ANUMITE RATE A ELIMINĂRILOR

Așa cum am menționat deja, valorile q_x reprezintă o bună estimare a intensității mortalității la diferite vârste, dar prezintă dezavantajul că nu pot fi însumate pentru a avea o imagine asupra intensității mortalității pe durata unei întregi generații. Aceste avantaje - rata mortalității specifică fiecărei vârste și intensitatea mortalității pe intervale mai lungi de timp, de exemplu o generație - sunt combinate într-o nouă coloană a tabelului de viață, coloana k_x . k_x reprezintă așa numita "putere de omorâre" (killing power) și poate fi calculată pe baza termenilor N_x sau l_x . Menționăm însă că valorile k_x calculate pe baza valorilor l_x prezintă avantajul că sunt standardizate și ca urmare, sunt adecvate pentru a compara studii chiar diferite. Relația de calcul a lui k_x este:

$$k_x = \log_{10} l_x - \log_{10} l_{x+1} \quad \text{sau} \quad k_x = \log_{10} \frac{l_x}{l_{x+1}} \quad (11.15).$$

Pe baza unei succesiuni de tabele de viață (de exemplu 10 în tabelul 14, întocmit pe baza datelor lui Harcourt, 1971), se poate calcula un alt parametru important și anume k_{mediu} . Valorile k_{mediu} indică contribuția relativă a diferiților factori de comandă în determinarea unei anumite rate a "mortalității" pe durata unei generații. Valorile incluse în această coloană reprezintă media aritmetică a seriei de valorilor k_x obținute pentru o succesiune de generații.

$$K_{\text{mediu}} = (k_{1t1} + k_{1t2} + \dots + k_{1tn})/n \quad (11.16)$$

Datele incluse în tabelul 14 au fost obținute la populațiile gândacului de Colorado, pe un interval de 10 ani. Menționăm faptul că această specie prezintă o generație pe an, iar detalii referitoare la modul de prelevare pot fi găsite în Begon & Mortimer, 1986. La fiecare moment de prelevare efectivul populației a fost estimat în cadrul limitelor de confidență de 10% din valoarea mediei. Monitorizarea în teren împreună cu desfășurarea în paralel a unor experimente de laborator au permis

Tabelul 14. Tabelul de viață pentru analiza 'factorului cheie' la gândacul de Colorado (*Leptinotarsa decemlineata*). Cifrele boldate au fost obținute direct, în teren, celelalte au fost estimate (datele lui Harcourt, 1971) (după Begon & Mortimer, 1986).

Stadiul	N_x	d_x	factorii de comandă	$\log_{10}N$	k_x	k_{mediu}	Coefficientul de regresie k_x pe k_{total}	b	a	r^2
ou	11799	2531	nedepuse	4,072	0,105 (k_{1a})	0,095	-0,020	-0,05	0,27	0,27
ou	9268	445	nefertile	3,967	0,021 (k_{1ba})	0,026	-0,005	-0,01	0,07	0,86
ou	8823	408	ploi	3,946	0,021 (k_{1c})	0,006	0,000	0,00	0,00	0,00
ou	8415	1147	canibalism	3,925	0,064 (k_{1d})	0,090	-0,002	-0,01	0,12	0,02
ou	7268	376	pradatori	3,861	0,024 (k_{1d})	0,036	-0,011	-0,03	0,15	0,41
larvă stadiul I	6892	0	ploi	3,838	0 (k_2)	0,091	0,010	0,03	-0,02	0,05
larvă stadiul II	6892	3722	înfometare	3,838	0,337 (k_3)	0,185	0,136	0,37	-1,05	0,66
pupă	3170	16	paraziți	3,501	0,002 (k_4)	0,033	-0,029	-0,11	0,37	0,83
adulți de vară	3154	-126	sex (52% femele)	3,499	-0,017 (k_5)	-0,012	0,004	0,01	-0,04	0,04
sex rație inegal femele * 2)	3280	3264	emigrare	3,516	2,312 (k_6)	1,543	0,906	2,65	-6,79	0,89
adulți în hibernare	16	2	îngheț	1,204	0,058 (k_7)	0,170	0,010	0,002	0,13	0,02
adulți de primăvară	14			1,146	2,926 (k_{total})					

identificarea principalilor factori de comandă și evaluarea efectelor lor asupra efectivului diferențiat pe stadii de dezvoltare. Pentru simplificare, factorii de comandă identificați sunt prezentați ca acționând independent, succesiv, deși în realitate ei se suprapun considerabil. Eroarea introdusă în acest fel este însă mică.

Valorile k_{mediu} nu reușesc însă să exprime importanța relativă a factorilor de comandă ca determinați ai modificării ratei eliminărilor de la un an la altul, sau de la o generație la alta și nu ne permit să înțelegem de ce o populație are o mărime particulară într-un anumit an. Acest lucru este posibil folosind următoarea coloană a tabelului de viață, reprezentată de coeficienții de regresie ai seriilor de valori k_x (plasate pe axa y) față de k_{total} (plasate pe axa x). Podoler și Rogers (1975) arată că un factor de comandă care este important în determinarea fluctuațiilor efectivului populațional va avea un coeficient de regresie apropiat de unitate (unu) deoarece valoarea sa k va tinde să fluctueze liniar cu valorile k_{total} , atât ca mărime cât și ca direcție. Inșă, un factor de comandă cu valoarea k variind întâmplător față de k_{total} , va avea un coeficient de regresie apropiat de zero. În plus, suma tuturor coeficienților de regresie pe durata unei generații are valoarea unu. Valorile acestor coeficienți vor indica importanța lor relativă ca determinanți ai fluctuațiilor în rata eliminărilor de la o generație la alta, iar cel mai mare coeficient de regresie va fi asociat cu "factorul cheie" care produce modificări ale efectivului populațional (Moris 1959; Varley & Gradwell 1960). În exemplul citat este evident faptul că emigrația adulților de vară reprezintă factorul cheie, având coeficientul de regresie de 0,906. Ceilalți, exceptând înfometarea larvelor, au un efect neglijabil în modificarea de la o generație la alta a ratei eliminărilor. Deoarece fiecare valoare k_x include și eroarea de prelevare, eroare care se va regăsi și în valorile k_{total} , această metodă nu reprezintă un test statistic precis pentru estimarea importanței fiecărui factor de comandă, ci doar pentru a aprecia rolul relativ al estimatelor k_x ale fiecărui factor de comandă la modificarea valorii k_{total} (k pe durata unei generații). O concluzie similară poate fi trasă într-un mod mai arbitrar, printr-o simplă examinare a graficului fluctuațiilor valorilor k_x și k_{total} în timp. Factorul de comandă ale cărui valori k_x sunt cel mai bine corelate cu valorile k_{total} (ca sens și amplitudine a variației), reprezintă factorul cheie (Fig. 30). Menționăm că aceste metode nu ne permit să calculăm semnificația statistică a coeficienților de regresie deoarece cele două variabile nu sunt independente una față de cealaltă.

Astfel, în timp ce valorile k_{mediu} indică presiunea medie a diferiților factori de comandă care au indus eliminarea indivizilor pe durata fiecărei generații, analiza factorului cheie evidențiază importanța relativă a acestora în inducerea modificărilor anuale (sau de la o generație la alta) ale ratei de eliminare și astfel, măsoară importanța lor ca determinanți ai mărimii populațiilor.

Pentru a aprecia corect rolul acestor factori în reglarea efectivului populațiilor trebuie să examinăm și dependența de densitate a fiecăruia dintre ei. Aceasta poate fi realizată prin reprezentarea grafică a fiecărei valori k_x față de logaritmul în bază 10 a efectivului existent înainte de acționa factorul "perturbator" respectiv ($\log_{10}N_x$) (Fig. 31). Tabelului 14 i se adaugă coloanele reprezentând panta (b), intersecția cu ordonata (a) și coeficientul de determinare (r^2) al diferitelor regresii ale valorilor lui k_x față de $\log_{10}N_x$ potrivit. Coeficientul r^2 caracterizează dependența de densitate a oricărui factor de comandă, $a = R_0 - 1/k$ iar b măsoară gradul de compensare a fluctuațiilor în densitate ($R_0 =$ rata netă de creștere).

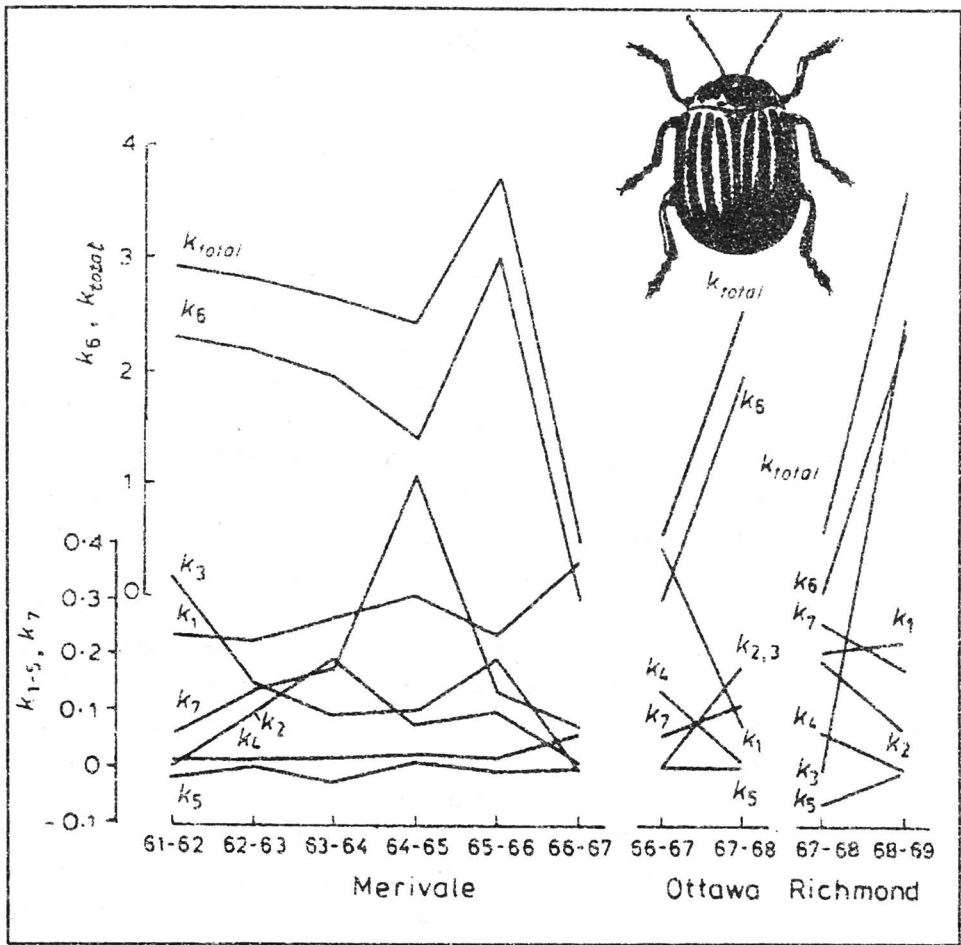


Figura 30. Modificarea în timp a diferitelor valori k la populațiile gândacului de Colorado. Se observă că sunt două scale total diferite ale axei verticale și k_6 reprezintă cert "factorul cheie" (după Begon & Mortimer, 1986).

Ori de câte ori coeficientul de regresie este semnificativ poate fi suspectată dependența de densitate. Dar, aici apare una din principalele dificultăți și anume aceea că variabilele nu sunt independente. Ecuația de regresie are forma:

$$k = \log a + b \log N_x \quad (11.17)$$

unde b reprezintă panta dreptei de regresie iar a este constantă. Dar,

$$k = \log N_x - \log N_{x+1} \quad (11.18)$$

și valoarea coeficientului de regresie poate fi falsă datorită erorilor de prelevare. Ca urmare, pasul următor este acela de a reprezenta grafic logaritmi numărului de

indivizi ce intră într-un stadiu ($\log N_x$) față de numărul de indivizi care supraviețuiesc pe durata aceluși stadiu ($\log N_{x+1}$) și de a calcula coeficientul de regresie al valorilor $\log N_x$ pe $\log N_{x+1}$ și cel al valorilor $\log N_{x+1}$ pe $\log N_x$. Dacă ambii coeficienți sunt semnificativ diferiți de 1, atunci dependența de densitate poate fi apreciată ca reală.

Revenind la graficul valorilor k_x pe $\log N_k$ (Fig. 31), menționăm că panta curbei reprezintă un indiciu al modului în care va acționa acel factor de comandă. Cu cât valorile lui b vor fi mai apropiate de 1, cu atât acel factor va avea un efect stabilizator mai mare. Dacă b are valoarea 1, factorul respectiv va compensa exact orice fluctuație în densitate. Dacă b este mai mic decât 1 factorul în cauză nu va putea compensa complet fluctuațiile induse de alți factori de comandă - subcompensare, iar dacă b este supraunitar înseamnă supracompensare.

În exemplul folosit, trei factori par a merita să fie analizați atent: emigrarea, rata parazitării pupelor și rata înfometării larvelor.

Pentru procesul de emigrare a adulților de vară panta liniei de regresie a valorilor k_x pe $\log_{10} N_x$ este $b = 2,65$ (Fig. 31), fapt care dovedește că acest factor acționează într-o manieră dependentă de densitate, supracompensatorie. Deci, factorul cheie deși dependent de densitate, nu poate realiza o reglare a efectivului populațional deoarece, ca urmare a supracompensării, duce la fluctuații ample ale abundenței.

Rata parazitării pupelor este aparent invers dependentă de densitate (deși acest fapt nu este semnificativ din punct de vedere statistic), dar, deoarece rata mortalității indusă de acest factor de comandă este mică, orice efect destabilizator pe care aceasta l-ar avea asupra populației rămâne neglijabil. Cu toate acestea, este interesant să menționăm că la densități mici ale populației, care existau probabil înainte de înființarea monoculturilor de cartof de către om, acest tip de parazitism ar fi putut acționa ca un factor important de creștere a mortalității.

În ceea ce privește rata de înfometare a larvelor, care pare a fi dependentă de densitate într-o manieră subcompensatoare (de asemenea nesemnificativă din punct de vedere statistic), examinarea graficului sugerează faptul că relația ar putea fi mult mai bine reflectată nu printr-o regresie de formă lineară ci printr-o curbă. Dacă o astfel de curbă este potrivită datelor din teren atunci coeficientul de corelație crește de la 0,66 la 0,97, iar panta atinsă la densități mari este $b = 30,95$. Deci este foarte probabil ca înfometarea larvelor să joace un rol important în reglarea populațiilor înainte de a se produce efectele parazitării pupelor și emigrării adulților (Begon & Mortimer, 1986).

Prin reprezentarea grafică a valorilor k_x față de \log densităților inițiale și unirea ulterioară a punctelor urmărind secvența de timp, putem decela tendințele și întârzierile în dependența de densitate (Fig. 32). Diferitele tipuri de mecanisme de acțiune vor prezenta forme grafice diferiteși anume:

- factorii direct și invers dependenți de densitate vor prezenta linii mai mult sau mai puțin drepte sau benzi înguste de puncte;
- factorii cu dependență întârziată de densitate vor prezenta cercuri sau spirale;
- factorii independenți de densitate vor prezenta grafice neregulate sau în zig-zag, a căror amplitudine reflectă măsura în care aceștia au fluctuat.

Acest tip de reprezentare grafică, prin unirea serială a punctelor consecutive, reprezintă singura metodă care permite identificarea dependenței de densitate în cazul în care efectele se produc după un anumit timp de latență.

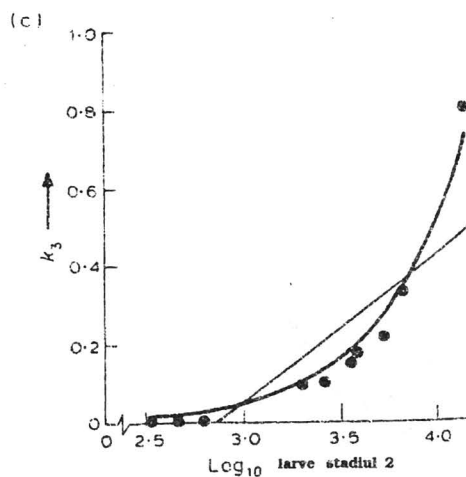
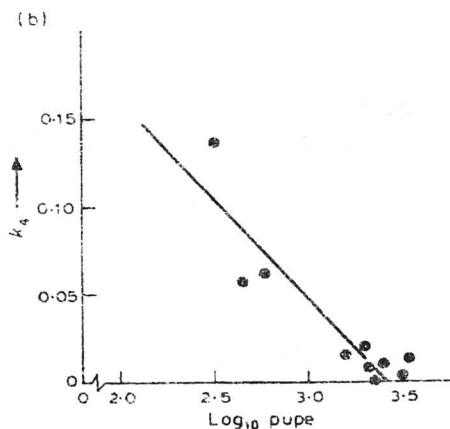
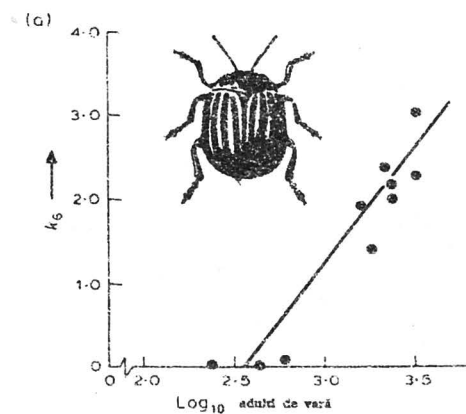


Figura 31. a) Emigrare dependentă de densitate a adulților de vară la gândacul de Colorado (supracompensare, $b = 2,65$); b) Dependența inversă de densitate a parazitismului pupelor ($b = - 0,11$); c) Dependența de densitate a procesului de înfometare a larvelor ($b = 0,39$ pentru dreapta de regresie, $b = 30,95$ pentru curba de regresie) (după Begon & Mortimer, 1986).

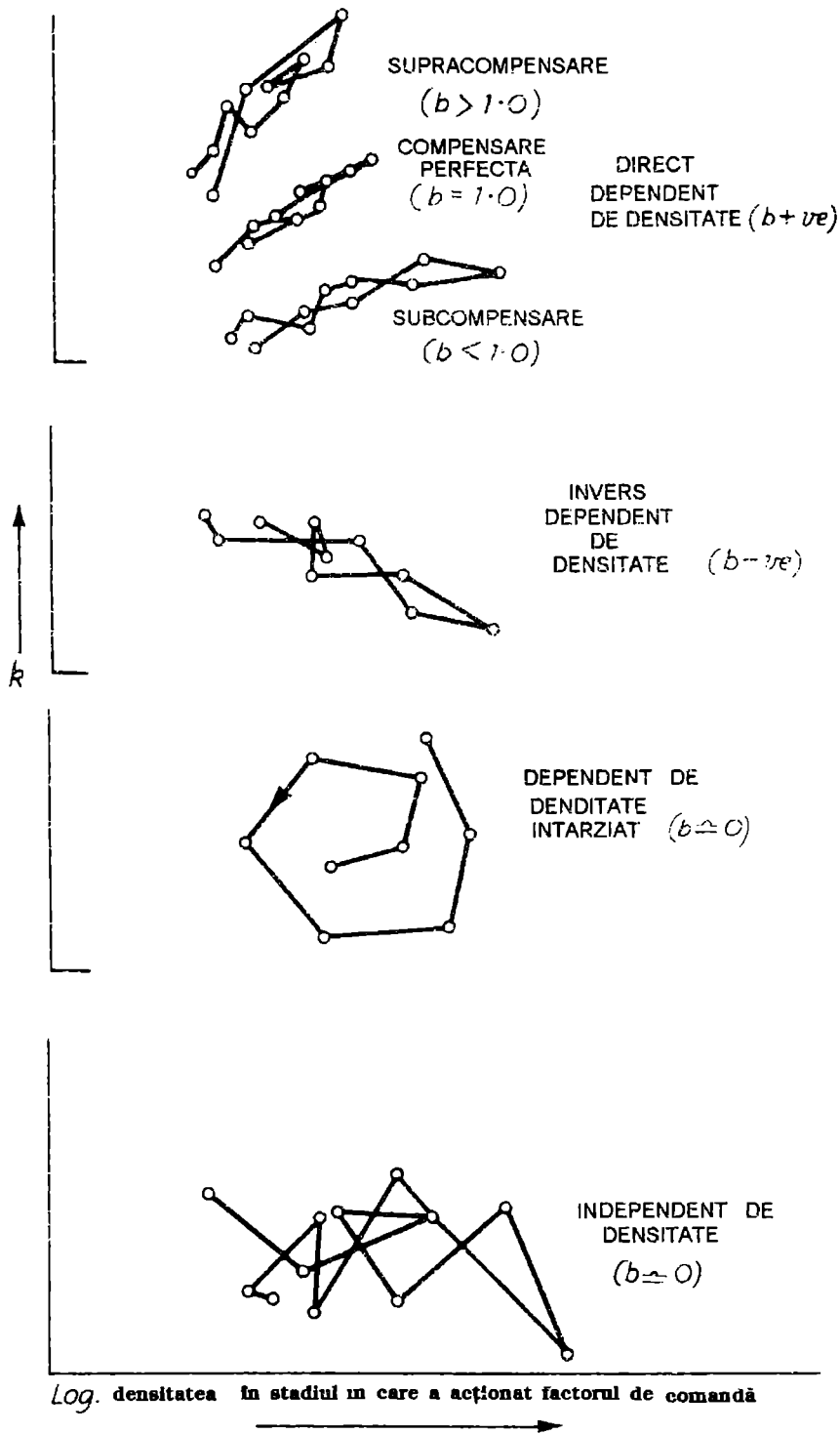


Figura 32. Identificarea diferitelor tipuri de relații existente între modul de acțiune al unui factor de comandă și densitate, prin reprezentarea grafică a punctelor de intersecție ale valorilor k pe logaritmul densității din stadiul în care factorul respectiv a acționat și unirea secvențială a lor (după Southwood, 1980).

Relația care există între modul de acțiune a unui factor de comandă și densitate oferă informații valoroase referitoare la modul de acțiune al aceluiași factor. Astfel, factorii direct dependenți de densitate tind să stabilizeze efectivul populațional, cei dependenți cu întârziere de densitate conduc la oscilații ale acestuia, iar cei invers dependenți de densitate au tendința de a accentua fluctuațiile (Southwood, 1980).

Analiza tot mai multor tabele de viață folosind metodele prezentate anterior a permis o mai bună înțelegere a dinamicii populațiilor naturale permițând totodată obținerea unor modele sintetice care să permită prognozarea dinamicii ulterioare a populațiilor și consecințele modificărilor naturale, sau controlate ale presiunii exercitate de fiecare din factorii de comandă decelați.

12

METODE DE ESTIMARE A PARAMETRILOR FUNCȚIONALI

Descifrarea mecanismelor prin care se realizează productivitatea în ecosistemele naturale presupune stabilirea legităților care guvernează modularea în timp a ratelor fluxului de energie și a circuitului elementelor minerale și desigur a mecanismelor de reglaj al stărilor în cadrul domeniului de stabilitate. Aceasta este o problemă fundamentală a cercetării ecologice și rezolvarea sa este dependentă de caracterizarea rolului pe care îl îndeplinește fiecare populație componentă în desfășurarea proceselor subliniate mai sus.

12.1. ESTIMAREA PARAMETRILOR BUGETULUI ENERGETIC

Populația, ca unitate distinctă, caracterizată printr-o serie de trăsături structurale și funcționale, există și își desfășoară activitatea pe baza permanentelor schimburi și transformări energetice care reprezintă o condiție esențială pentru îndeplinirea programelor sale.

În acest context este necesar ca în primul rând să se caracterizeze fluxul de energie (bugetul energetic) în termenii intrărilor, transformărilor și ieșirilor de energie, la nivelul fiecărei populații dominante.

Estimarea funcției energetice a populațiilor componente ale biocenozelor este destul de laborioasă dar poate furniza informații utile pentru scopul propus, informații referitoare la cele mai fine mecanisme diferențiate pentru fiecare populație luată în parte. Deoarece au fost elaborate o multitudine de metode, diferențiate în funcție de tipul populației, de condițiile particulare ale biotopului, de scopul urmărit, nu vom face o prezentare detaliată a acestora, ci doar o trecere în revistă a gamei metodelor existente oprindu-ne în mod special asupra avantajelor și limitelor diferitelor metode, precum și asupra principiilor metodelor și tehnicilor de cercetare folosite pentru estimarea parametrilor bugetului energetic, fără a descrie instalațiile și protocoalele de lucru. Acestea din urmă fac de altfel, subiectul diverselor manuale de fiziologie animală și vegetală, biologie celulară sau ecologie.

Fluxul de energie prin populație este o rezultată a contribuției diferențiate a indivizilor aparținând diferitelor morfe care compun populația. Este lesne de înțeles că nu se poate caracteriza funcția energetică a unei populații fără a se cunoaște structura și dinamica acesteia.

Aspectele referitoare la funcția energetică a populațiilor pot fi integrate într-un model general, unanim acceptat:

$$C = P + R + F + U \quad (12.1)$$

unde: C = energia ingerată sub formă de materie organică;

P = producția exprimată prin creșterea biomasei, precum și prin elementele sexuale și alți produși de secreție;

R = energia cheltuită pentru menținere;

F = energia neasimilată;

U = energia conținută de o serie de produși intermediari ai proceselor metabolice, care sunt eliminați în mediu și care reprezintă o sursă de energie pentru alte populații (Ivlev, 1939; Winberg, 1970; Botnariuc și Vădineanu, 1982).

Fiecare dintre parametrii bugetului energetic, variază în timp și spațiu în raport cu o serie de trăsături structurale interne ale populației (efectiv, structură pe vârste, structură genetică) și în funcție de modificările unor componente biotice și abiotice ale ecosistemului care integrează populația studiată.

Se poate spune că se desprind două condiții esențiale care trebuie îndeplinite pentru o caracterizare corectă a funcției energetice:

a. Cunoașterea dinamicii în timp și spațiu a caracteristicilor interne și externe care influențează activitatea populației date;

b. Cunoașterea răspunsurilor pe care populația le dă la modificarea valorilor factorilor interni și externi, răspunsuri exprimate prin modularea valorilor parametrilor bugetului energetic (Botnariuc și Vădineanu, 1982). Aceste răspunsuri vor evidenția mecanismele fiziologice și biochimice diferențiate la nivel individual, mecanisme prin care indivizii componenți ai populației participă la desfășurarea fluxului de energie, precum și mecanismele populaționale care controlează ritmul și intensitatea proceselor de la nivel individual.

Îndeplinirea acestor condiții presupune o intensă activitate de teren pentru culegerea informației cu privire la structura și dinamica populației, la relațiile interspecifice, influența activității umane, fluctuațiile componentelor abiotice ale mediului, precum și o activitate de cercetare experimentală prin care se determina modelele care descriu valoarea răspunsului în funcție de factorii menționați.

În acest sens se aleg modelele experimentale prin care să se simuleze cât mai bine situația din ecosistemele naturale și se urmărește valoarea răspunsurilor atunci când unul din factori se modifică iar ceilalți rămân constanți.

Deci, desfășurarea unui program de cercetare experimentală conduce la aprecierea ratei de desfășurare a proceselor și la identificarea mecanismelor specifice, intime, de răspuns ale populațiilor. Extrapolarea rezultatelor de laborator la fenomenele naturale nu trebuie să fie făcută însă fără o evaluare critică a aplicabilității lor. De aici rezultă și importanța desfășurării unor experimente direct în teren.

După aceasta scurtă caracterizare generală a funcției energetice a unei populații, voi încerca să subliniez cele mai adecvate metode și tehnici de determinare a parametrilor menționați.

12.1.1. DETERMINAREA ENERGIEI CONSUMATE (C).

Problema determinării consumului de hrană implică atât cunoașterea componenței calitative a hranei, cât și posibilitatea estimării cantității de hrană ingerate în unitatea de timp. Consumul de energie va fi exprimat, ca de altfel și ceilalți

termeni ai ecuației bugetului energetic în unități energetice (cal, Kcal, J) raportat la unitatea de suprafață sau volum și la intervalul de timp ($t_n - t_0$).

Există o gamă relativ largă de metode diferențiate până în prezent în vederea determinării energiei consumate de către populațiile naturale aparținând diferitelor grupe sistematice. Din punct de vedere al principiilor care stau la baza acestor metode putem diferenția două categorii principale:

- A. metode directe;
- B. metode indirecte.

A. DETERMINAREA CONSUMULUI DE ENERGIE PRIN METODELE DIRECTE

Dintre metodele directe de apreciere a ratei consumului de energie cele mai frecvent folosite sunt:

a. metodele gravimetrice care implică determinarea cantității de hrană ingerate în unitatea de timp prin cântărire directă sau prin reducerea concentrației de hrană în mediu și corelația acesteia cu cantitatea de hrană consumată (de exemplu estimarea ratei de filtrare a componentelor zooplanctonului sau a bivalvelor);

b. metode de marcarea a hranei cu izotopi radioactivi, în special ^{14}C , ^{32}P , sau folosind marcheri neasimilabili, care se găsesc în hrană (Mg, Si) sau adăugați - pudră de platină (Ivlev, 1939).

Cunoscând concentrația izotopului în mediu și echivalentul caloric al unui gram de hrană consumată, se calculează cantitatea de energie preluată de populație din mediu în unitatea de timp (de regulă 24 h).

O prezentare în detaliu a diferitelor metode gravimetrice și a celor care se bazează pe marcarea este prezentată în manualul IBP nr. 24 (Grodzinski, Klecovski și Duncan, 1975).

B. DETERMINAREA CONSUMULUI DE ENERGIE PE CALE INDIRECTĂ.

În cazul multor populații, în special de nevertebrate, este mai dificil să se aprecieze consumul de energie în mod direct. Ținând cont de faptul că, în absolut toate cazurile, pe baza datelor de structură și de dinamică a structurii se poate calcula producția (P) și de faptul că în toate cazurile trebuie să se aprecieze cheltuiala de energie (R) a populației, se poate calcula consumul de energie al populației, pe o cale indirectă. Aceasta are la bază relația de calcul a asimilabilității (U^{-1}):

$$U^{-1} = A/C = P + R/C \quad (\text{Winberg, 1964, 1970}). \quad (12.2)$$

De aici: $C = A/U^{-1} = P + R/U^{-1}. \quad (12.3)$

După cum rezultă din cele afirmate mai sus, în cazul fiecărei populații naturale, cunoaștem energia asimilată (A) într-un interval de timp, ceea ce înseamnă că pentru a calcula energia consumată în același interval, trebuie să cunoaștem asimilabilitatea.

Valoarea acestui termen al ecuației poate fi preluată de la diferiți autori (Konstantinov, 1971; Vădineanu, 1980; Ignat, 1986), care indică de exemplu, pentru organismele detritivore o asimilabilitate a hranei de 0,38 iar pentru organismele

filtratoare (bivalve) o asimilabilitate de 0,62 sau poate fi apreciată experimental, prin intermediul metodei de marcarea cu izotopi radioactivi (^{14}C).

Această metodă folosește carbonul ca trasor și ia în considerare scăderea concentrației lui în urma proceselor de digestie și absorbție la nivelul tractului digestiv. Determinările cantității de carbon în probe se pot face cu ajutorul unui analizor de C - H - N.

Cunoscând concentrația de carbon în substratul folosit ca hrană și concentrația de carbon în excremente se poate calcula asimilabilitatea:

$$U' = \frac{A}{C} 100 \quad (12.4)$$

și

$$U' = \frac{F' - E'}{(1 - E')F'} 100 \quad (12.5)$$

unde :

F' = concentrația de carbon în substrat;

E' = concentrația de carbon în excremente (Conover, 1966).

12.1.2. ESTIMAREA PRODUCȚIEI SECUNDARE (P)

Producția netă a unei populații, pentru o anumită perioadă de timp, reprezintă suma creșterii în greutate a tuturor indivizilor populației, înțelegând prin aceasta nu numai creșterea somatică, dar și producția de elemente sexuale, exuvii sau alte părți corporale care pot fi pierdute în decursul timpului și de asemenea nu numai creșterile în greutate ale indivizilor care supraviețuiesc la sfârșitul perioadei, ci și cele ale indivizilor eliminați.

Metodele de estimare a producției la care mă voi referi neglijează emigrația și imigrația. Dacă acestea sunt importante, ele vor fi înregistrate separat și luate în considerație.

În general, producția secundară a populațiilor animale se poate aprecia pe două căi distincte:

A. estimarea producției secundare pe baza sumării creșterilor în biomasă ale tuturor indivizilor dintr-o populație împreună cu biomasa elementelor sexuale și a altor produse organice secretate sau excretate (Cummins, 1969; Konstantinov, 1967; Waters, 1969; Johnson și Brinkhurst, 1971; Jonasson, 1976);

B. evaluarea producției secundare pe baza sumării biomasei eliminate din populație (Hynes și Coleman, 1968; Hamilton, 1969; Matena, 1978; Botnariuc și Vădineanu, 1982).

Ambele modalități menționate au la bază determinarea prin calcul a producției. Lor li se adaugă metoda grafică reprezentată de curba lui Allen, care permite calcularea producției populațiilor cu generații discrete (Edmondson & Winberg, 1971).

Diferența de bază între metodele de calcul și cele grafice este aceea că primele presupun că rata de creștere este constantă, pe când ultimile acceptă variații ale ratei de creștere în corelație cu curba de creștere (de formă nedefinită) a populației.

Există însă, cel puțin două argumente care susțin aplicarea metodelor de calcul, mai simple, și anume:

a. în cazul metodelor grafice producția de ouă trebuie să fie calculată adițional, prin metode nongrafice;

b. diferențele obținute prin ambele metode sunt apreciate a fi relativ mici.
Ca urmare, în cele ce urmează voi face referiri mai ample doar la metodele de calcul.

A. ESTIMAREA PRODUCȚIEI SECUNDARE PE BAZA SUMĂRII CREȘTERILOR ÎN BIOMASĂ.

În acest caz, calculul se face pe baza datelor referitoare la mărimea populației (N), structura pe clase de dimensiuni sau stadii de dezvoltare a populației și dinamica acestor parametri. Aceste informații sunt accesibile pentru că ele rezultă din analiza datelor empirice obținute prin prelucrarea probelor.

Trebuie să se cunoască, de asemenea, relațiile dintre greutatea umedă și uscată și dimensiunea indivizilor, putându-se astfel aprecia biomasa și creșterile în biomasa ale indivizilor.

Având la dispoziție aceste informații, producția secundară realizată de populație în intervalul $\Delta t = t_n - t_{n-1}$ se calculează prin însumarea producției realizate de indivizii componenți ai fiecăreia din cele i clase de dimensiuni sau stadii de dezvoltare:

$$P(t_{n-1}, t_n) = \sum_{j=1}^i (N_{j,t_n} \frac{\Delta \bar{W}_j}{\Delta t}) + (\frac{\Delta N_j}{\Delta t} \frac{1}{2} \frac{\Delta \bar{W}_j}{\Delta t}) \quad (12.6)$$

în care: $P_{(t_{n-1}, t_n)}$ = producția realizată de indivizii ce aparțin claselor de dimensiuni (sau stadiilor de dezvoltare) de la j la i în intervalul $\Delta t = t_n - t_{n-1}$;

N_{j,t_n} = numărul de indivizi aparținând clasei de dimensiuni sau stadiului de dezvoltare j care supraviețuiesc la momentul t_n ;

$\Delta N_j / \Delta t$ = numărul de indivizi din stadiul j care sunt eliminați în intervalul Δt ;

$\Delta \bar{W}_j / \Delta t$ = creșterea medie în greutate a indivizilor de vârstă j în intervalul Δt .

Producția secundară realizată de populația studiată într-un an de zile sau într-o perioadă care include n momente de prelevare a probelor se calculează prin sumarea producțiilor realizate de populație între momentele de prelevare a probelor.

$$\overset{t_n}{\underset{t_0}{P}} = \sum_{t_0}^{t_n} [(N_t \frac{\Delta \bar{W}}{\Delta t}) + (\frac{\Delta N}{\Delta t} \frac{1}{2} \frac{\Delta \bar{W}}{\Delta t})] \quad (12.7)$$

unde: $P_{(t_0, t_n)}$ = producția realizată de populație în intervalul $\Delta t = t_n - t_0$;

N_t = numărul de indivizi care supraviețuiesc la momentul t ;

$\Delta N / \Delta t$ = numărul de indivizi care sunt eliminați în intervalul Δt ;

$\Delta \bar{W} / \Delta t$ = creșterea medie în greutate a indivizilor în intervalul Δt .

Multe metode de estimare a producției populațiilor cu reproducere continuă, în ciuda diferențelor aparente, se bazează pe rata finită de creștere a indivizilor. Acestea necesită cunoștințe referitoare la rata creșterii indivizilor de-a lungul ciclurilor de viață. Estimarea producției secundare (P) pe această bază este dată de relația:

$$P = \bar{N} \bar{w} \bar{G} = \bar{B} \bar{g} \quad (12.8)$$

unde: \bar{B} = biomasa medie;

\bar{N} = numărul mediu de indivizi;

\bar{w} = greutatea medie a unui individ;

$\bar{G} = (e^g - 1)$ = rata finită de creștere;

g = rata de creștere.

Cunoscut fiind faptul că rata de creștere a indivizilor diferă în funcție de vârstă (sau clasa de dimensiune) determinarea ratei de creștere specifice pentru fiecare vârstă și a distribuției efectivului pe clase de vârstă reprezintă o condiție esențială. Se poate scrie deci, că producția secundară realizată de o populație cu i clase de vârstă este:

$$P = \sum_{j=1}^i \bar{B}_j g_j \quad (12.9)$$

B. EVALUAREA PRODUCȚIEI SECUNDARE PE BAZA SUMĂRII BIOMASEI ELIMINATE DIN POPULAȚIE.

Aceasta reprezintă de fapt energia populației care este transferată la alte nivele trofice de către prădători și descompunători.

Relația matematică după care se calculează producția realizată de o populație cu generații discrete în intervalul unui ciclu de dezvoltare este:

$$P = \sum_{j=1}^i \left[\left(\frac{\Delta N}{\Delta t} \bar{w}_j \right) + \Delta Br \right] \quad (12.10)$$

unde: $\Delta N/\Delta t$ - reprezintă numărul de indivizi eliminați din populație la fiecare stadiu de dezvoltare;

\bar{w}_j - greutatea medie a indivizilor din stadiul j ;

Br - biomasa reprezentată de produșii de secreție, excreție și de elementele reproductive.

Pentru populațiile ale căror generații sunt suprapuse, estimarea producției secundare se realizează și după metoda propusă de Hamilton (1969), dezvoltată pe baza celei a lui Hynes și Coleman (1968) care are următoarea expresie sintetică:

$$P = i \sum_{j=1}^i (\bar{n}_j - \bar{n}_{j+1}) \left(\frac{\bar{w}_j + \bar{w}_{j+1}}{2} \right) \quad (12.11)$$

unde: i = numărul claselor de vârstă sau dimensiuni ;

\bar{n}_j = numărul mediu de indivizi din clasa j ;

\bar{w}_j = greutatea medie a indivizilor din clasa j .

Deși metoda propusă de Hamilton are o serie de limite ea este totuși folosită destul de frecvent.

În cazul în care populația studiată are două sau mai multe generații pe an nu se recomandă calcularea producției pentru o singură generație și multiplicarea

acesteia cu numărul de generații pentru a evalua acumularea de biomasă într-un an, datorită faptului că în general sunt diferențe nete de la o generație la alta în ceea ce privește durata ciclului de dezvoltare și eficiența acumulării energiei asimilate.

Deși este mai laborios, se recomandă calcularea producției pentru fiecare generație în parte și sumarea acestora pentru un an.

De obicei, producția secundară se exprimă în grame substanța uscată/m²/an, ușor convertibilă în unități energetice, dacă se cunoaște valoarea calorică a biomasei acumulate (echivalentul caloric al unui gram biomasă uscată * nr. grame substanță uscată/m²/an). Valoarea calorică a biomasei acumulate poate fi determinată cu ajutorul bombei sau microbombei calorimetrice, sau poate fi luată din literatura de specialitate.

12.1.3. CHELTUIALA DE ENERGIE SAU COSTUL MENȚINERII POPULAȚIEI (R)

R reprezintă unul din parametrii bugetului energetic măsurat în mod frecvent, deoarece cantitatea de energie cheltuită este diferențiată în cadrul populației în funcție de vârsta sau dimensiunile indivizilor, de starea reproductivă, de starea de nutriție, de starea de activitate și de starea de stres. Desigur, cantitatea de energie cheltuită este dependentă în același timp de factori externi populației dintre care cei mai importanți sunt: temperatura, concentrația de O₂ și CO₂, cantitatea și calitatea hranei, diferiți agenți toxici (Konstantinov, 1971; Botnariuc și Vădineanu, 1982).

În plus, cunoscând valorile producției și cheltuielii de energie, precum și asimilabilitatea hranei, putem determina în mod indirect, după cum am arătat deja, consumul de hrană.

Aproape în exclusivitate costul menținerii (R) a fost exprimat în studiile de energetică a populațiilor prin consum de oxigen, ceea ce presupune că în toate cazurile organismele au obținut energia de activitate pe cale oxidativă.

Konstantinov (1972) atrage atenția însă, că în anumite momente larvele de chironomide pot accepta condiții de hipoxie avansată, care nu permit eliberarea energiei de activitate numai pe cale oxidativă. Autorul citat menționează că o proporție de până la 30 - 40% din energia de activitate poate fi obținută în condiții de hipoxie pe cale anaerobă, fără a face un studiu cantitativ mai amplu, aplicabil în estimarea bugetului energetic.

În 1976, Newell confirmă rezultatele lui Konstantinov, elucidând mecanismele moleculare prin care este posibilă obținerea unei cantități considerabile de energie pe cale anaerobă.

Având în vedere cele menționate, rata cheltuielii de energie poate fi estimată prin:

- A. rata consumului de oxigen (Winberg, 1964; Klekowski, 1975) sau
- B. prin rata glicolizei anaerobe (Botnariuc și Vădineanu, 1982).

A. DETERMINAREA ENERGIEI CHELTUITE PRIN MĂSURAREA CONSUMULUI DE OXIGEN.

Consumul de oxigen poate fi măsurat prin tehnici incluse în două categorii principale:

- a. Respirometre închise (Winkler, Warburg);
- b. Respirometre cu flux continuu.

Principala inconvenient în folosirea tehnicilor de determinare a consumului de oxigen în volum închis, constă în faptul că în timp ce se reduce concentrația de O₂

în camera de respirație, are loc o modificare a ratei proceselor metabolice. La aceasta se adaugă efectele posibile ale unor metaboliți intermediari eliberați în mediu care într-un anumit domeniu al concentrațiilor ar afecta rata proceselor metabolice. Se impune deci, în cazul folosirii acestor tehnici, standardizarea intervalului de experiență în așa fel încât consumul de oxigen să nu depășească 20% din valoarea inițială a concentrației.

Tehnicile de respirometrie în flux continuu permit un control mai riguros al factorilor de care depinde rata proceselor metabolice, o simulare mai bună a condițiilor naturale și elimină inconvenențele tehnicilor de respirometrie în volum închis. Acestea din urmă au fost însă larg folosite în cazul experimentelor efectuate în teren, deoarece sunt mai comod de aplicat. Deoarece tehnicile de determinare a consumului de O_2 sunt prezentate în detaliu în "Ecologie" (Botnariuc și Vădineanu, 1982), precum și în manualele de fiziologie animală și vegetală acestea nu vor fi prezentate în detaliu aici.

Pentru a exprima dependența ratei respirației de temperatură și de structura pe dimensiuni a populației se stabilesc modele de regresie multiplă de forma:

$$\ln R = a + b_1 T + b_2 \ln w \quad (12.12)$$

unde: R = rata respirației ($mg O_2/g/h$)

T = temperatura

w = greutatea

a, b_1, b_2 = constante (Johnson & Brinkhurst, 1971).

Consumul de O_2 exprimat în $mg O_2/g$ substanță uscată/oră este convertit în unități energetice folosind coeficientul oxicaloric mediu de 3,38 cal/ $mg O_2$ (Ivlev, 1934; Teal, 1957; Jonasson, 1972).

B. APRECIEREA ENERGIEI CHELTUITE ÎN CONDIȚII DE HIPOXIE, PE BAZA DETERMINĂRII RATEI DE ACUMULARE A ACIDULUI LACTIC.

Metoda se aplică pentru speciile de organisme acvatice care populează medii sărace în O_2 și cu o încărcătură mare de substanță organică. Populațiile acestor specii obțin parțial energia cheltuită pe cale anaerobă. Se apreciază că în general organismele care acceptă condiții de hipoxie avansată folosesc calea anaerobă convențională care are ca produs final acidul lactic și numai în cazuri speciale prelungesc această cale cu o cale adițională care are ca produs final succinatul sau propionatul (Newell, 1977). În acest din urmă caz energia eliberată din substrat sporește de la 7% la 15-17%.

Metoda se bazează pe determinarea spectrofotometrică a concentrației de lactat, succinat și propionat în extractele obținute de la animale de vârste diferite, ținute în condiții diferite de temperatură și concentrație de oxigen. Pe baza datelor obținute se determină modelul de regresie multiplă:

$$R (\text{anaerob}) = f (T, w, \text{conc.} O_2) \quad (12.13)$$

care se aplică apoi pentru valori particulare ale factorilor luați în considerare în ecosistemele naturale.

12.1.4. DETERMINAREA CANTITĂȚII DE ENERGIE CONSUMATĂ DAR NEASIMILATĂ (F)

Exceptând cazurile în care acest termen al ecuației bugetului energetic poate fi determinat prin metode gravimetrice directe, determinarea cantității de energie neasimilată este posibilă pentru o serie de populații (nevertebrate, dar și pești, amfibieni etc.) doar în condiții experimentale. S-a pus în evidență faptul că, rata defecației este modelată de o serie de parametrii intrinseci și extrinseci ai populațiilor, ca de altfel și ceilalți termeni ai ecuației bugetului energetic. Cele mai multe studii au încercat să determine rata defecației în corelație cu temperatura și cu cantitatea de hrană disponibilă în mediu. Metodele de determinare sunt relativ simple, dar de o varietate mare, corelat cu particularitățile fiecărei populații în parte. Principiul metodei constă în separarea animalului și/sau a hranei de recipientul de colectare a produșilor neasimilați, prin site cu ochiurile de diferite dimensiuni.

De exemplu, pentru pești și mormoloci incinta experimentală este divizată cu ajutorul unor site cu ochiurile mari, care să nu permită căderea animalului în "camera" inferioară a vasului de experiment, unde este plasat recipientul de colectare a produșilor neasimilați în timp ce la tubificide, care prezintă un comportament de hrănire în profunzimea sedimentelor, se folosește tehnica culturilor inversate. Aceasta constă în plasarea indivizilor la suprafața unor recipiente umplute cu sedimente cernute și acoperite cu pânză de sac sau tifon. După aproximativ 24 de ore tubificidele respective vor penetra cu extremitățile lor anterioare, prin pânza de sac, în profunzimea sedimentului. Părțile terminale ale corpului, rămân în exterior, pentru a asigura respirația din apa în care sunt plasate vasele de experiment. O dată stabilizată cultura se inversează, și produșii neasimilați sunt direcționați cu ajutorul unei pălnii în recipientul de colectare, imersat.

Deși folosirea acestor metode presupune adesea introducerea unei erori suplimentare ca urmare a migrării sedimentelor în vasul de colectare a produșilor neasimilați, aplicarea lor corectă a permis descifrarea și înțelegerea unor mecanisme și procese diferențiate la nivel individual sau populațional.

Astfel, analiza din punct de vedere al conținutului de substanță organică al produșilor neasimilați și al sedimentelor folosite ca hrană, a demonstrat faptul că organismele detritivore prezintă un comportament selectiv față de sursa de hrană, preluând numai acele particule foarte bogate în energie. Numai așa se poate explica conținutul mai mare de substanță organică existent în dejecții, comparativ cu sedimentele (Brinkhurst și colab., 1972).

Dat fiind comportamentul organismelor detritivore, care preiau ca hrană sedimentele din straturile profunde și elimina produșii nedigerati la suprafața stratului sedimentar, evaluarea ratei de defecație este esențială pentru a aprecia rata de mixare a sedimentelor ($\text{g m}^{-2} \text{an}^{-1}$), ca proces deosebit de important în schimburile fizico-chimice de la interfața sediment-apă, precum și în microstratificarea sedimentelor (Appleby și Brinkhurst, 1970; Fukuhara și colab., 1989).

De asemenea, în cazul nevertebratelor hipogee rata defecației reprezintă o măsură a rolului lor în desfășurarea proceselor specifice formării solului.

Trebuie menționat de asemenea, faptul că de cele mai multe ori termenii F și U nu pot fi determinați decât împreună (nevertebrate, pești, reptile, păsări).

12.1.5. EFICIENȚELE PRODUCȚIEI.

Disponând de valorile parametrilor bugetului energetic se pot calcula eficiențele transformărilor energetice în cadrul populației după următoarele relații:

- $K_1 = P/C$ - eficiența utilizării energiei consumate în sinteza de substanță organică necesară creșterii și reproducerii;
- $K_2 = P/A$ - eficiența utilizării energiei asimilate în sinteza substanțelor organice. Acest parametru caracterizează măsura în care o populație, în anumite condiții de mediu, stochează și transferă energia asimilată, sau cheltuiala cu care populația își îndeplinește funcția de transportor de energie;
- P/B = rata reciclării biomasei medii în intervalul luat în considerare (de obicei, durata unei generații sau un an).

Rezultatele obținute reprezintă informații utile pentru caracterizarea funcției energetice a populațiilor studiate.

12.2. ESTIMAREA ROLULUI POPULAȚIILOR ÎN CIRCUITELE BIOGEOCHIMICE

Deși este recunoscut faptul că intervenția populațiilor în desfășurarea circuitelor elementelor minerale prezintă, alături de fluxul de energie, un rol important în realizarea producției biologice, un număr relativ mic de studii îi sunt consacrate.

Determinarea distribuției elementelor minerale, a concentrațiilor acestora în compartimentele majore ale ecosistemelor naturale și amenajate, a fenomenelor de transfer dintre compartimente, de acumulare și concentrare a început să fie abordată, prin prisma analizei sistemice, cu precădere în ultimele două decenii.

Literatura de specialitate demonstrează că eforturile sunt canalizate pe două direcții principale și anume:

- determinarea distribuției, a ratelor de transfer, acumulare și concentrare a metalelor grele, pesticidelor și detergenților, ca principali poluanți ai ecosistemelor;
- determinarea intervenției populațiilor în circuitul principalilor nutrienți (N, P) care controlează starea trofică a sistemelor acvatice.

A. ESTIMAREA ROLULUI POPULAȚIILOR ÎN CIRCUITUL METALELOR GRELE

Rezervoarele reprezentate de sol (în ecosistemele terestre) și de ansamblul sedimente - detritus sedimentat (în ecosistemele acvatice) stochează metalele, în cea mai mare parte sub formă de fracții particulare, puțin labile în comparație cu cele din masa apei. Din acest rezervor, metalele sunt mobilizate și transferate diferențiat, prin procese fizice și fizico - chimice sestonului și apei, sau pe cale trofică faunei hipogee și faunei bentonice cu tip de nutriție detritivă și de aici, tot pe cale trofică nivelelor trofice superioare (Vădineanu, 1990).

Principiul care stă la baza metodelor de apreciere a densității fluxului metalelor grele prin compartimentele biocenozei constă în extracția metalelor grele și determinarea concentrației lor în diferite compartimente ale modelului homomorf. Pentru aceasta probe de sol, sediment și din populațiile dominante sunt uscate la 105 °C, timp de 30 de ore, apoi mojarate, omogenizate și ulterior subprobe de 0,5 g greutate uscată în cazul componentelor de origine animală sau vegetală și 10 g în cazul solului sau sedimentelor sunt folosite pentru extracția elementelor.

Excepție fac probele prelevate pentru determinarea metalelor grele volatile (de exemplu mercurul), care vor fi uscate de preferință într-un cuptor vidat, la temperaturi de până la 60 °C.

Pentru extracția metalelor din probele calcinate în prealabil se poate utiliza metoda digestiei umede precum și metoda schimbului ionic folosind o soluție de acetat de amoniu 1M, pH 7.

Determinarea concentrației elementelor de interes, după ce acestea sunt aduse în soluție, se realizează prin metoda spectrofotometriei cu absorbție atomică.

O altă variantă de analiză, ce se poate aplica în cazul probelor biologice, constă în mineralizarea a aproximativ 0,2000 g biomasă animală sau vegetală cu acid azotic concentrat, aducerea la sec și preluarea probei în 25 ml acid azotic diluat 1:3. Soluția astfel obținută se filtrează și se determină conținutul în metale grele prin spectrofotometrie de absorbție atomică.

Cunoscând concentrația metalului în două compartimente succesive, de exemplu: sediment - detritus sedimentat (*j*) și faună bentonică (*i*); sol (*j*) - faună hipogee (*i*); sau apă (*j*) - fitoplancton (*i*); apă interstițială (*j*) - vegetație (*i*), se pot calcula factorii de concentrare (C_{ij}), după formula:

$$C_{ij} = \frac{[\text{mg metal/g greutate uscată}]_i}{[\text{mg metal/g greutate uscată}]_j} \quad (12.14)$$

Interpretarea valorilor factorilor C_{ij} se face luându-se în considerare faptul acceptat în literatura de specialitate, după care un element este acumulat de un compartiment dacă valoarea factorului de concentrate este semnificativ mai mare decât zero și mai mică sau egală cu unitatea ($0 < C_{ij} \leq 1$) și concentrat dacă valoarea factorului este semnificativ mai mare decât unitatea ($C_{ij} > 1$) (Huges și colab., 1980)

B. ESTIMAREA ROLULUI POPULAȚILOR ÎN CICLAREA PRINCIPALILOR NUTRIENȚI.

Analiza azotului și fosforului total stocat în biomasa vegetală și animală constă în două etape:

- mineralizarea a 0,1000 - 0,2000 g probă biologică cu agenți oxidanți puternici (acid sulfuric și apă oxigenată), la temperatură ridicată (350 - 370 °C);
- analiza mineralizatului obținut în prima etapă, după neutralizarea sa prealabilă.

În cursul mineralizării acide a probei, azotul și fosforul sunt eliberați din compușii organici și se regăsesc în soluția finală sub forma ionilor amoniu și respectiv fosfat. Mineralizatului obținut este adus la 100 ml cu apă distilată și supus apoi analizelor spectrofotometrice specifice, pentru determinarea ionilor de amoniu și fosfat.

Ionul amoniu se poate determina prin metoda cu indofenil - blue, care se bazează pe faptul că amoniul reacționează cu fenolul în prezența unui agent oxidant (cum ar fi hipocloritul) și formează un complex colorat în mediu alcalin. Pentru a crește sensibilitatea reacției de formare a complexului colorat se utilizează nitroprusiatul de sodiu drept catalizator.

Ionul azotat se poate determina prin metoda cu acid fenoldisulfonic, una dintre cele mai larg utilizate metode. Complexul format în urma reacției dintre ionul azotat

și acidul fenoldisulfonic prezintă o colorație galbenă în mediu alcalin. Absorbanta probei, citită la 410 nm, este direct proporțională cu concentrația complexului format în intervalul de concentrație 0,1 - 2 mg l⁻¹.

Pentru analiza orto-fosfatului se folosește o metodă foarte sensibilă ce se bazează pe formarea unui complex fosfomolibdenic de culoare verde, în urma reacției ionului fosfat cu verdele de malachit în mediu acid și în prezența molibdatului de amoniu. Această metodă are atât sensibilitatea cât și reproductibilitatea mai bune decât cele ale metodei clasice cu molibdat de amoniu și acid ascorbic a lui Murphy și Riley (1962).

Studii relativ recente (Gardner et al., 1983, Rippley 1983, Fukuhara și colab., 1987, 1988, 1989) au demonstrat că rata de eliberare a nutrienților din sedimente ca urmare a activității organismelor bentonice este influențată prin două procese importante:

- amestecarea activă a sedimentelor (care influențează procesele de natură fizică de la interfața sediment-apă)
- mineralizarea metabolică a materiei organice sedimentate.

Eliberarea nutrienților din sedimentele lacurilor este de importanță majoră, fiind apreciată ca una din sursele endemice de aprovizionare cu nutrienți a apei lacurilor. În special în lacurile puțin adânci, unde stratificația termică este distrusă ușor prin acțiunea vântului, schimbul de nutrienți între sediment și apa lacului este adesea de importanță vitală în întreținerea proceselor specifice eutrofizării și deci, în controlul calității apei (Fukuhara și colab., 1987, 1988).

Ca urmare, este necesară cuantifica aportul organismelor bentonice în eliberarea nutrienților din sedimente. Aceasta se poate efectua pe baza unei serii de experimente de laborator, care corelate cu rata sedimentării substanței organice în ecosistemele naturale și cu valorile pe care le iau parametrii mediului biotic și abiotic, pot conferi o imagine reală a rolului pe care îl au populațiile bentonice în controlul stării de trofie a ecosistemului.

Experimentele se pot desfășura pe diferite perioade de timp și variantele pot fi incubate la temperaturi diferite, în prezența sau absența inhibitorilor bacterieni, în recipiente cu flux continuu sau în volum închis.

BIBLIOGRAFIE

APPLEBY, A. G., R. O. BRINKHURST, 1970 - Defecation Rate of Three Tubificid Oligochaetes Found in the Sediment of Toronto Harbor, Ontario. J. Fish. Res. Bd. Canada, 27: 1971-1982

BĂNĂRESCU, P., 1973 - Principiile și metodele zoologiei sistemice, Edit. Academiei RSR.

BAILEY, N. T. J., 1951 - On estimating the size of mobile populations from recapture data. Biometrika 38, 293-306.

BAILEY, N. T. J., 1952 - Improvements in the interpretation of recapture data. J. Anim. Ecol. 21, 120-127.

BARNET, V., 1982 - Elements of sampling theory. Hodder and Stoughton, London.

BEALL, G., 1939 - Methods of estimating the population of insects in a field. Biometrika 30, 422-439.

BEGON, M., M. MORTIMER, 1986 - Population Ecology. Blackwell Scientific Publications, Oxford.

BLOWER, J. G., L. M. COOK, J. A. BISHOP, 1981 - Estimating the size of animal populations, G. Allen & Unwin Limited, London.

BOTNARIUC, N., 1967 - Principii de biologie generală. Edit. Academiei RSR, București.

BOTNARIUC, N., 1976 - Concepția și metoda sistemică în biologia generală. Edit. Academiei Române.

BOTNARIUC, N., 1979 - Biologia generală. Edit. Didactică și Pedagogică, București.

BOTNARIUC N., 1985 - Fluxul de energie din ghiolurile Puiu, Roșu, Porcu și potențialul lor bioproductiv. Delta Dunării - Studii și comunicări de ecologie, 1: 9-14.

BOTNARIUC, N., 1992 - Evoluționismul în impas? Edit. Academiei Române.

BOTNARIUC, N., A. VADINEANU, 1982 - Ecologie. E. D. P., București.

- BOTNARIUC N., A. VADINEANU, GH. IGNAT, I. DIACONU, 1985 - Fauna bentonică ca transportor de energie în ghiolurile Matîța-Merhei (Delta Dunării). Delta Dunării - Studii și comunicări de ecologie. 1: 231-234
- BRINKHURST, R. O., 1971 - A guide for identification of British aquatic oligochaeta. T. Wilson & Son LTD, Kendal.
- BRINKHURST, R. O., K. E. CHUA & N. K. KAUSHIK, 1972 - Interspecific interactions and selective feeding by tubificid oligochaetes. Limnol. Oceanogr. 17 (1): 122-133.
- BRINKHURST, R. O., D. G. COOK, 1974 - Aquatic earthworm (Annelida: Oligochaeta). In HART, Jr. C. W. and S. L. H. FULLER, (ed.), Pollution ecology of freshwater invertebrates. Academic Press, New York, 143-156.
- CEAPOIU, N.. 1976 - Genetica și evoluția populațiilor biologice, Edit. Academiei RSR.
- CUMMINS, K. W., 1969 - Energy Budgets. Research. Tehnical Report No. 7: 31-37.
- CONOVER, R. J., 1966 - Assimilation of organic matter by zooplankton. Limn. Oceanogr., 11: 337-345.
- DAVID, F. N. & MOORE, P. G., 1954 - Notes on contagious distribution in plant populations. Ann. Bot. Lond. N. S. 18, 47 - 53
- DAVIS, R. B., THURLOW, D.L., BREWSTER, F.E., 1975 - Effects of burrowing tubificid worms on the exchange of phosphorus between lake sediment and overlying water. Verh. Int. Verein. Limnol., 19: 382-394
- DIACONU, I., 1986 - Studiul ecologic al unor populatii de Oligochete din Delta Dunarii. Teza de doctorat, Univ. Bucuresti.
- DIACONU, I., A. VADINEANU, GETA RÎȘNOVEANU, 1993 - Changes of the Structure and Functioning of the Benthic Oligochaete Communities from the Danube Delta Aquatic Ecosystems (1976 - 1982) -1. Dynamics of the Structure of the Communities and of their Dominant Populations, Rev. Roum. Biol.- Biol. Anim., 38 (2), 247-255.
- DIACONU, I., A. VADINEANU, GETA RÎȘNOVEANU, 1994 - Changes of the Structure and Functioning of the Benthic Oligochaete Communities from the Danube Delta Aquatic Ecosystems (1976-1982)- 2. The assessment of their role on ecosystems productivity, Rev. Roum. Biol.-Biol. Anim., 39 (1): 69-76.
- EDMONDSON, W. T., G. G. WINBERG, 1971 - A manual on methods for the assessment of secondary productivity in fresh waters. (IPB Handbook 17, Blackwell Scientific Publications, Oxford.
- ELLIOTT, J .M., 1977 - Some Methods for the Statistical Analysis of Samples of Benthic Invertebrates. Freshwater Biol. Ass.

ELLIOTT, J. M., 1971 - Some methods for the statistical analysis of samples of benthic invertebrates. Freshwater Biol. Association Scientific Publication No. 25, The Ferry House, UK.

ELSETH, G. D. & K. D. BAUMGARDNER, 1984 - Genetics. Addison - Wesley Publishing Company, London.

FINNEY, D. J., 1946 - Field sampling for the estimation of wireworm populations. Biometrics, 2, 1, 1-7.

FUKUHARA, H., E. KIKUCHI, Y. KURIHARA, 1980 - The effect of *B. sowerbyi* (Tubificidae) on bacterial populations in submerged rice field soil. Oikos, 34: 88-93.

FUKUHARA, H., YASUDA K., 1985 - Phosphorus Excretion by Some Zoobenthos in an Eutrophic Freshwater Lake and its Temperature Dependency, Japanese Journal of Limnology, 46 (4):. 287 - 296

FUKUHARA, H., M. SAKAMOTO, 1987 - Enhancement of Inorganic Nitrogen and Phosphate Release from Lake Sediment by Tubificid Worms and Chironomid Larvae. OIKOS 48: 312-320.

FUKUHARA, H., M. SAKAMOTO, 1988 - Ecological Significance of Bioturbation of Zoobenthos Community in Nitrogen Release from Benthos Sediments in a Shallow Eutrophic Lake. Arch. Hydrobiol., 113 (3): 426-446.

FUKUHARA, H., K. YASUDA, 1989 - Ammonium Excretion by Some Freshwater Zoobenthos from a Eutrophic Lake. Hydrobiol., 173: 1-8.

FUKUHARA, H., A. OHTAKA, Y. ISOBE and M. SAKAMOTO, 1987 - Seasonal changes in vertical distribution, biomass and fecal production of Tubificids in the profundal region of a shallow Japanese lake. Holartic Ecology 10: 8-13.

GARDNER, W. S., T. F. NALEPA, M. A. QUIGLEY, J. M. MALCZYK, 1981 - Release of phosphorus by certain benthic invertebrates, Can. J. Fish. Aquat. Sci., 38: 978 - 981.

GARDNER, W. S., TH. F. NALEPA, D. R. SLAVENS, G. A. LAIRD, 1983 - Patterns and nitrogen release by benthic Chironomidae and Oligochaeta. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 40: 259-266.

GEORGE, D. G., 1974 - Dispersion patterns in the zooplankton populations of a eutrophic reservoir. J. Anim. Ecol. 43, 537-551.

GORDON, D. N., T. A. MCMAHON, B. L. FINLAYSON, 1993 - Stream hydrology: An introduction for ecologists. J. Wiley & Sons, Chichester.

GREEN, R. H., 1966 - Measurement of non - randomness in spatial distributions. Researches Popul. Ecol. Kyoto Univ. (1), 8, 1-7.

- GREEN, R. H., 1969 - Sampling design and statistical methods for environmental biologist. Wiley and Sons, NY, 257p.
- GREIG-SMITH, P., 1964 - Quantitative plant ecology. (2nd ed.) London.
- GRODZINSKI, W., R. Z. KLEKOWSKI, A. DUNCAN, 1975 - Methods for Ecological Bioenergetics. (IBP Handbook No. 24) Blackwell Scientific Publications, Oxford.
- HAMILTON, A. L., 1969 - On Estimating Annual Production. *Limnol. and Oc.*, 14 (5): 771-782.
- HAMILTON, A. L. & BERGERSEN, E. P., 1984 - Methods to estimate aquatic habitat variables. prepared by Colorado Cooperative Fishery Research Unit, Colorado State University, for the Bureau of reclamation, Denver, Colorado.
- HANSON, J. M., W. C. LEGGETT, 1982 - Empirical prediction of fish biomass and yield. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 39: 257-263.
- HARGRAVE, B. T., G. M. GEEN, 1968 - Phosphorus excretion by zooplankton. *Limnol. Oceanogr.*, 9: 235-242
- HARGRAVE, B. T., 1972 - Oxidation- reduction potentials, oxygen concentration and oxygen uptake of profundal sediment in a eutrophic lake. *Oikos* 23: 166-167.
- HASSELL, M. P., 1978 - The dynamics of arthropod predator-prey systems. Princeton Monographs in Population Biology Princeton, New Jersey.
- HYNES, H. B. N., MARY J. COLEMAN, 1968 - A Simple Methods of Assessing the Annual Production of Stream Benthos. *Limnol. and Oc.*, XIII, No. 4: 569-573.
- IGNAT, Gh., 1986 - Ecologia unor populații de chironomide din apele Deltei Dunării, Teză de doctorat, Univ. Buc.
- IVLEV, V. S., 1934 - Eine Mikromethode zur Bestimmung des Kaloriengehalts von Nahrstoffen. *Biochem. Z.* 275, 49-55.
- IVLEV, V. S., 1939 - Transformation of Energy by Aquatic Animals. Coefficient of Energy Consumption by *Tubifex tubifex* (Oligochaeta). *Int. Rev. Gesamten Hydrobiol.*, 38: 449-468.
- IWAO, S., 1963 - On a method for estimating the rate of population interchange between two areas. *Res. Popul. Ecol.* 5, 44-50.
- IWAO, S., 1968 - A new regression method for analysing the aggregation pattern of animal populations. *Researches Popul. Ecol. Kyoto Univ.* 10, 1-20.

IWAO, S., 1970 - Problems of spatial distribution in animal population ecology. In Paul G. P. (ed.) Random counts in biomedical and social sciences, Penn State Univ. Press, Philadelphia, 117-149.

IWAO, S., 1972 - Application of the m-m method to the analysis of spatial patterns by changing the quadrat size. Researches Popul. Ecol. Kyoto Univ. 14, 97-128.

JOHNSON, M. G., R. O. BINKHURST, 1971 - Benthic Community Metabolism in Bay of Quinte and Lake Ontario. J. Fish. Res. Bd. Canada 28: 1715-1725.

JOHNSON, M. G., R. O. BRINKHURST, 1971 - 2. Production of Benthic Macroinvertebrates of Bay of Quinte and Lake Ontario. J. Fish. Res. Bd. Canada., 28 (11): 1699 - 1714.

JOLLY, G. M., 1965 - Explicit estimates from capture - recapture data with both death and immigration - stochastic model. Biometrika 52, 225-247.

JONASSON, M. P., 1972 - Ecology and production of the profundal benthos in relation to phytoplankton in Lake Esrom, Oikos Suppl. 14: 1-148.

JONASSON, P. M., 1976 - Population Dynamics of *Potamothrix hammoniensis* in the Profundal of Lake Esrom with Special Reference to Environmental and Competitive Factors, Oikos 27: 193-203.

JONASSON, P. M., F. THORHAUGE, 1976 - Production of *Potamothrix hammoniensis* in the profundal of eutrophic Lake Esrom. Oikos 27: 204-209.

JONGMAN, R. H. G., C. J. F. TER BRAAK & O. F. R. VANTONGEREN, 1995 - Data analysis in community and landscape ecology, Cambridge University Press.

KLEKOWSKY, R. Z., 1970 - Bioenergetics budgets and their application for estimation of production efficiency. Pol. Arch. Hydrobiol., 17, 55 - 80.

KONIJN, H. S., 1973 - Statistical theory of sample survey design and analysis, North - Holland, Amsterdam.

KONSTANTINOV, A. S., 1971 - Ecological Factors Affecting Respiration in Chironomid Larvae. Limnologica, 2 (1): 127-134.

KONSTANTINOV, A. S., 1967 - Insumarea sporurilor relative ca metoda de determinare a productiei populatiilor de nevertebrate acvatice. Biol. Nauki, N. 9.

KREBS, C. J., 1978 - Ecology: the experimental analysis of distribution and abundance. Harper and Row, N. Y.

KREBS, C. J., 1989 - Ecological Methodology. Harper and Row, N. Y.

LEFKOVITCH, L. P., 1965 - The study of population growth in organisms grouped by stages. *Biometrics* 21, 1-18.

LINCOLN, F. C., 1930 - Calculating waterfowl abundance on the basis of banding returns. US dept. Agric. Circ. No. 118, 1-4.

LOTKA, A. J., 1922 - The stability of the normal age distribution. *Proc. Nat. Acad. Sci.* 8, 399-418.

MATENA, J., 1978 - Saisondynamik und Production der Chironomus - Larven in Einem kappfenteich. *Acta Univ. Carolinae - Biol.*, 133-139.

MAY, R. M., 1978 - Host - parasitoid systems in a patchy environment: a phenomenological study. *J. Anim. Ecol.* 47.

MERTZ, D. B., 1970 - Notes on methods used in life history studies. in "Readings in Ecology and Ecological Genetics" Harper and Row, NY.

MERTZ, R. W. & BOYCE, S. G., 1956 - Age of oak "seedlings". *Journal of Forestry* 54, 774-775.

MICHENER, C. D., E. A. CROSS, H. V. DALY, C. W. RETTENMEYER and A. WILLE, 1955 - Additional technics for studying the behavior of wild bees. *Insects Sociaux* 2, 237-246.

MORISITA, M., 1959 - Measuring the dispersion of individuals and analysis of the distributional patterns. *Mem. Fac. Sci. Kyushu Univ. Ser. E. Biol.* 2, 215-235.

MORRIS, R. F., 1959 - Single-factor analysis in population dynamics. *Ecology* 40, 580-588.

MURPHY, J. & J. P. RILEY, 1962 - A modified single solution method for determination of phosphate in natural waters. *Analytica chimica Acta*, 27: 31-36.

NALEPA, T. F., W. S. GARDNER, J. M. MALKZYK, 1983 - Phosphorus release by three kinds of benthic invertebrates: effect of substrate and water medium. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 40: 810-813.

NEWBOULD, P. J., 1967 - Methods for estimating the primary production of forests. (IPB Handbook 2), Blackwell Scientific Publications, Oxford.

NEWELL, C. R., 1976 - Adaptation to environment. Butterworths, London.

ODUM, E. P., 1971 - Fundamentals of ecology. W. B. Saunder's Company, Philadelphia, Toronto.

PETERS, R. H., F. A. RIGLER, 1973 - Phosphorus release by *Daphnia*. *Limnol. Oceanogr.* 18: 821-839.

PETERSON, C. G. J., 1989 - Fisk. Beretn. Kbh. 1888-1889.

PIANKA, E. R., 1978 - Evolutionary Ecology, Harper & Row, Publishers, NY.

PLATTS, W. S., ARMOUR, C., BOOTH, G. D., BRYANT, M., BUFFORD, J. L., CUPLIN, P., JENSEN, S., LIENKAEMPER, G. W., MINSHALL, G. W., MONSEN, S. B., NELSON, R. L., SEDELL, J. R. and TUHY, J. S., 1987 - Methods for evaluating riparian habitats with applications to management. Gen. Tech. Rep. INT - 221, USDA Forest Service, Intermountain Research Station, Ogden, Utah.

PODOLER, H., D. ROGERS, 1975 - A new method for identification of key factors from life-table data. J. Anim. Ecol. 9, 243-288.

PRUS, T., 1972 - Energy requirement expenditure and transformation efficiency during development of *Asselus aquaticus* L. (Crustacea - Isopoda). Pol. Arch. Hydrobiol., 19: 97-112.

RICKLEFS, E. R., 1973 - Ecology. Chiron Press, Portland.

RIPPEY, B., 1983 - A laboratory study of the silicon release process from a lake sediment (Lough Neagh, Northern Island). Arch. Hydrobiol., 96 (4): 417-433.

RÎȘNOVEANU, GETA, 1999 - Structura și rolul populațiilor de oligochete bentonice din ecosistemele acvatice eutrofe și hipertrofe din Dunărea inferioară și Delta Dunării. Teza de doctorat, Universitatea din București.

RÎȘNOVEANU, GETA, G. IGNAT, A. VĂDINEANU, S. CRISTOFOR, C. CIUBUC, GALINA NĂFORNIȚĂ, MIHAELA POPESCU, 1997 - The State of the Benthic Community of the Danube Delta Lakes - a Consequence of Eutrophication. Rev. Roum. Biol.-Biol. Anim., 42 (2): 227-235.

RÎȘNOVEANU, GETA, A. VADINEANU, GH. IGNAT, 1998 - Aspecte privind structura și dinamica populațiilor speciei *P. hammoniensis* în opt lacuri reprezentative ale Deltei Dunării. An. Științ. Inst. Delta Dunării. Tulcea, Vol. VI/1 1997: 207-210.

ROJAS, B. A., 1964 - La binomial negativa y la estimacion de intesidad de plagas en el suelo. Fitotecnia Latinamer. 1, (1), 27-36.

SEBER, G. A. F., 1965 - A note on the multiple - recapture census. Biometrika 52, 249-259.

SEBER, G. A. F., 1973 - The estimation of animal abundance. London: Griffin.

SKELLAM, J. G., 1952 - Studies in statistical ecology. 1. Spatial pattern. Biometrika 39, 346-362.

SNEDECOR, G. W., 1968 - Metode statistice aplicate în agricultură și biologie. Edit. Didactică și Pedagogică, București.

- SOLORZANO, L., 1969 - Determination of ammonia in natural waters by phenolhypochloride method. *Limnology and Oceanography*, 14: 799-801.
- SONLEITNER, F. J. & M. A. BATEMAN, 1963 - Mark - recapture analysis of a population of Queensland fruit-fly, *Dacus tryoni* (Frogg.) in an orchard. *J. Anim. Ecol.* 32, 259-269.
- SOUTHWOOD, T. R. E., 1980 - Ecological methods with particular reference to the study of Insect Populations. Chapman and Hall, London.
- TAYLOR, C. C., 1953 - Nature of variability in trawl catches. *Fishery Bull. Fish Wildl. Serv. U.S.* 54, 145-166.
- TAYLOR, L. R., 1961 - Agregation, variance and the mean. *Nature, Lond.* 189, 732-735.
- TEAL, J. M., 1957 - Community metabolism in a temperat cold spring. *Ecol. Monogr.* 27, 283-302.
- THORHAUGE, F., 1976 - Growth and life cycle of *P. hammoniensis* (Tubificidae, Oligochaeta) in the profundal of eutrophic Lake Esrom. A field and laboratory study. *Arch. Hydrobiol.* 78: 71-85.
- VADINEANU, A., 1980 - Rolul unor populații de organisme acvatice in desfășurarea fluxului de energie în ecosistemele acvatice din complexul Roșu - Puiu (Delta Dunării), Teză de doctorat, U. B.
- VADINEANU A., 1982 - Rolul populației in functionarea ecosistemelor naturale. "Pontux Euxinus". *St. Cerc.* II, 49-53, Constanta.
- VADINEANU, A., 1990 - Consideratii asupra semnificatiei abordarii holiste a problemelor poluarii cu metale grele si radioactive. "Mediul inconjurator", 1(1): 55-58.
- VADINEANU, A., 1998 - Dezvoltare durabilă: teorie și practică (I), Editura Universității din București
- VANDERMEER, J., 1982 - Elementary Mathematical Ecology, Wiley - Interscience Publ., J. Wiley and sons, NY.
- VARLEY, G. C., G. R. GRADWELL, 1960 - Key factor in population studies. *J. Anim. Ecol.* 29, 399-401.
- VOLLENWEIDER, R. A., 1969 - A manual on methods for measuring primary production in aquatic environments. (IPB Handbook 12), Blackwell Scientific Publications, Oxford.

WAYNE, S. GARDNER, THOMAS, F. NALEPA, DAVID, R. SLAVENS, GWENYTH, A. LAIRD, 1983 - Patterns and rates of nitrogen release by benthic Chironomidae and Oligochaete, Can. J. Fish. Aquat. Sci. 40: 259 - 266

WATERS, T. F.. 1969 - The Turnover Ratio in Production Ecology of Freshwater Invertebrates. American Naturalist, 1 (930): 173-181.

WINBERG, G. G. 1956 - Intensivnost obmena i pishchevye potrebnosti ryb. Izd. Belgosuniversit. V. I. Lenina, Minsk.

WINBERG, G. G., 1964 - Quantitative ways of determining the food requirements and food assimilation in aquatic organisms. Zh. Obsz. Biol. 25: 254-265.

WINBERG, G. G., 1968 - Zavisimost' scorosti razvitija ot temperatury. In WINBERG, G. G. (ed), Metody opredelenija produkci vodnyh zivotnyh. Izd' Vysejsaja Skola'. Minsk. Russian.

WINBERG, G. G., 1970 - Energy Flow in Aquatic Ecological System. Polskie Arch. Hydrobiol., 17 (30): 11

WINBERG, G. G., 1971 - Methods for the estimation of production of aquatic animals. Acad. Press. 78 p.

ZAVADSKI, K. M., 1963 - Teoria speciei, Edit. Stiințifică. București.

** EPA/600/4-90/030, 1990 - Macroinvertebrate field and laboratory methods for evaluating the biological integrity of surface waters.

** IPB 12, 1969 - A manual on methods for measuring primary production in aquatic environments including a chapter on bacteria. R. A. VOLLENWEIDER, J. F. TALLING, D.F. WESTLAKE, Eds. Blackwell Scient. Publ., Oxford.

VERIFICAT
2007

**Tiparul s-a executat sub cda 629/1999
la Tipografia Editurii Universității din București**

ISBN 973-575-408-8

Lei 2700