

УДК 563.12; 56/118.2/; 478.9

Бобринская О.Г.

Новые виды семейства Miliolidae из верхнебаденских отложений северо-западного Припрутья Молдовы

Abstract

This describing new species of the family of Miliolidae from Middle Miocene deposits north-western sector of Republic of Moldova

Rezumat

Sunt reprezentate caracteristicile noilor specii din familia Miliolidae ale depozitelor miocenului mediu din partea nord-vestică a Republicii Moldova.

В статье приводится описание новых видов фораминифер из баденских отложений северо-молдавского Припрутья, принадлежащих к милиолидам, родов *Quinqueloculina* и *Sigmoilina*.

Они развиты в глинистых отложениях верхнего бадения Молдовы, где встречаются совместно с другими, характерными для этого возраста фораминиферами.

Описанные виды милиолид хранятся в коллекции Института геологии и сейсмологии Академии наук Молдовы. Для каждого из них сделаны шлифовки поперечных сечений с целью выявления их внутреннего строения и расположения камер.

Семейство Miliolidae Orbigny, 1839

Под Quinqueloculina Orbigny, 1826

Quinqueloculina moldavica sp. nov.

Голотип F-4-116, Институт геологии и сейсмологии Академии наук Молдовы, с. Глодяны, верхний бадений, алевролитовая глина.

Описание. Раковина удлинённая, острокилеватая, в основании округло-килеватая, сужающаяся к устьевому концу. Расположение камер квинквелокулиновое. Периферический край приостренный. На обеих сторонах раковины видны 3 камеры. Многокамерная сторона выпуклая, с выступающей в виде плоской площадки срединной камерой. Малокамерная сторона уплощена, срединная камера видна в виде узкой, едва заметной полоски. Септальные швы четкие, углубленные. Со стороны устья раковинка имеет округло-треугольные очертания. Устье округлое с тонким устьевым ободком, с раздваивающимся зубом. Стенка раковины гладкая, фарфоровидная.

Размеры, мм: длина – 1,600; ширина – 0,650; толщина – 0,525.

Сравнение. От вида *Quinqueloculina ungeriana* (Orbigny, 1846), описанного Орбиньи (Orbigny, 1846), из миоценовых отложений Венского бассейна, отличается более удлинённой раковинкой, наличием устьевого горлышка, характерным округло-треугольным сечением раковины.

Распространение. Верхний бадений Молдовы.

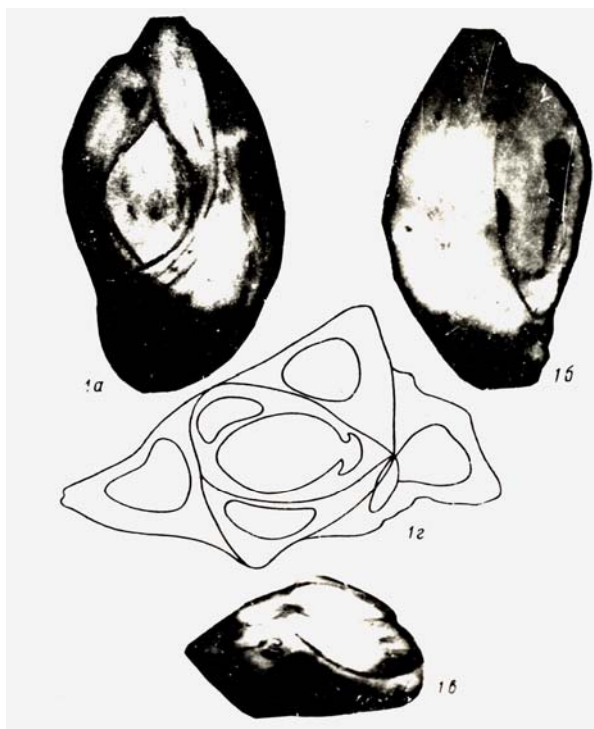


Рис.1 *Quinqueloculina moldavica* sp. nov.

Голотип F4-116, X 40, верхний бадений, Молдова, с.Глодяны, скв. 7, гл. 59,7-63,0 м.
1а, б – вид с боковых сторон, 1в – вид с устьевой стороны, 1г – поперечное сечение.

Quinquenoculina cubanensis * sp. nov.

* Название вида дано по речке Кубань на северо-западе Молдовы.

Голотип F4-118, Институт геологии и сейсмологии Академии наук Молдовы, с. Глодяны, верхний бадений, алевролит.

Описание. Раковина широкоовальная, у основания суженная, у устьевого конца расширенная. Периферический край заостренный. Расположение камер квинквелокулиновое. Многокамерная сторона сильно выпуклая, имеет 4 камеры. Третья камера выступает в виде длинного узкого гребня. На малокамерной стороне видны 3 камеры. Септальные швы нечеткие. Устье краевое, наклонное, удлиненное, снабжено простым зубом. Стенка матовая, участками блестящая.

Размеры, мм: длина – 1,675; ширина – 1,050; толщина – 0,650.

Сравнение. От экземпляра *Quinqueloculina musco*, Segova, описанного Серовой (1955) из верхнебаденских отложений Западной Украины, отличаются более крупными размерами и отсутствием устьевого горлышка.

Распространение. Верхний бадений Молдовы.

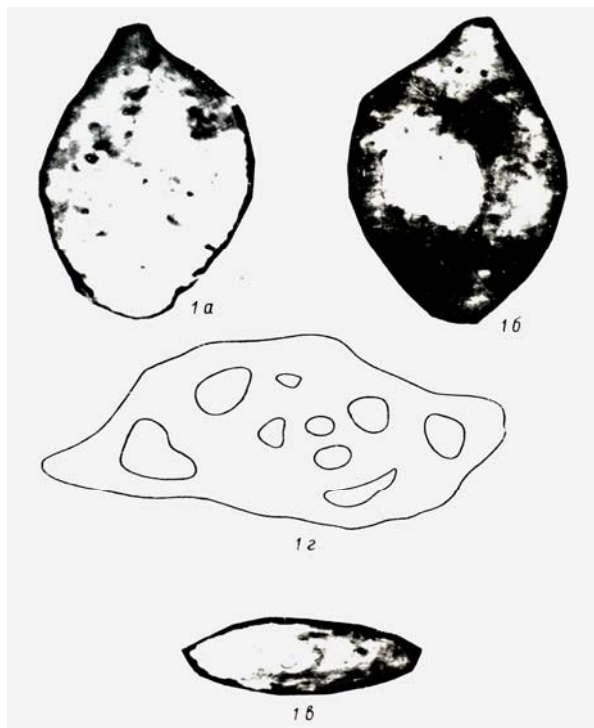


Рис.2 Quinqueloculina cubanensis sp. nov.

Голотип F4-118, X 40, верхний бадений, Молдова, с.Глодяны, скв. 7, гл. 59,7-63,0 м.
1а, б – вид с боковых сторон, 1в – вид с устьевой стороны, 1г – поперечное сечение.

Pod Sigmoidina (Schlumberger, 1887)

*Sigmoidina danitchae*** sp. nov.

** Название вида дано от фамилии палеонтолога М.М.Данич.

Голотип F4-119, Институт геологии и сейсмологии Академии наук Молдовы, с. Глодяны, верхний бадений, алевролитовая глина.

Описание. Раковинка ромбической формы, у основания округлая, у устьевого конца вытянутая в горлышко. Изогнутый периферический край заостренный. Расположение камер сигмоилиновое. Многокамерная сторона состоит из 3 камер. Средняя камера выступает в виде небольшого узкого гребня. На малокамерной стороне видны 2 камеры. Камеры трубчатые, сжатые с боковых сторон. Швы углубленные, нечеткие. У устьевого конца раковины камеры вытягиваются в слегка изогнутое горлышко. Устье прямое, округлое, без зуба. Со стороны устья раковина плосковыпуклая. Стенка известковистая, шероховатая.

Размеры, мм: длина – 1,425; ширина – 1,850; толщина – 0,400.

Сравнение. От экземпляра *Sigmoidina tschokrakensis* (Bogdanowicz), описанного Богдановичем (1952) из чокракских отложений Восточного Предкавказья, отличается характерной ромбовидной формой раковины, меньшим количеством камер и шероховатой стенкой.

Распространение. Верхний бадений Молдовы.

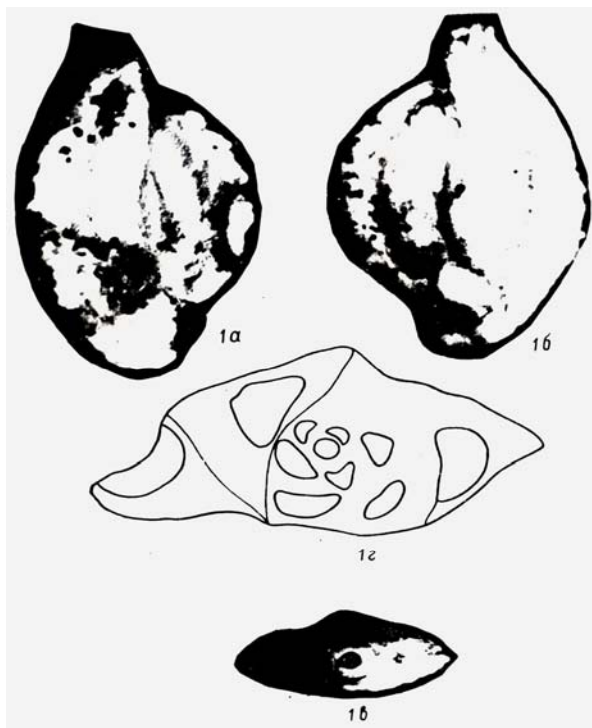


Рис.3 *Sigmoidina danitchae* sp. nov.

Голотип F4-119, X 40, верхний бадений, Молдова, с.Глодяны, скв. 7, гл. 59,7-63,0 м.
1а, б – вид с боковых сторон, 1в – вид с устьевой стороны, 1г – поперечное сечение.

Sigmoidina glodjanensis *** sp. nov.

*** Название вида дано от названия населенного пункта в Молдове – с.Глодяны.

Голотип F4-119, Институт геологии и сейсмологии Академии наук Молдовы, с. Глодяны, верхний бадений, алевролитовая глина.

Описание. Раковина широкоовальная, уплощенная. В основании – закругленная, у устьевого конца вытянута в горлышко. Периферический край сжато-округлый. Расположение камер – сигмоилиновое. На многокамерной стороне видны 3 плохо различимые камеры, на малокамерной – 2. Швы плохо видны. Устье представляет собой небольшое округлое отверстие без зуба. Стенка известковистая, с включением песчаных частиц, шероховатая.

Размеры, мм: длина – 1,250; ширина – 1,625; толщина – 0,300.

Изменчивость. Меняется степень уплощенности раковины, длина устьевого горлышка. Характер расположения устья (у некоторых экземпляров оно расположено наклонно и имеет узкий ободок).

Сравнение. От экземпляра *Sigmoidina mediterraneis* (Bogdanowicz), описанного Богдановичем (1952) из чокракских отложений Западного Предкавказья, отличается меньшим числом камер и отсутствием зуба.

Распространение. Верхний бадений Молдовы.

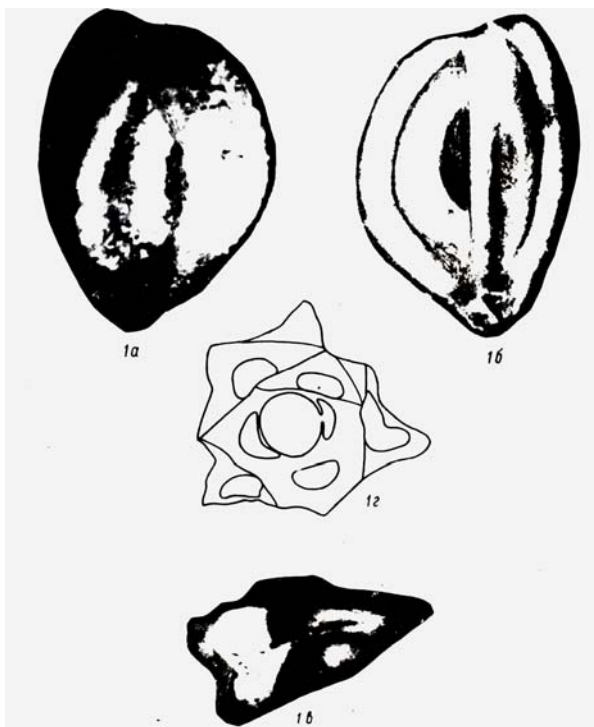


Рис.4 *Sigmoilina glodjanensis* sp. nov.

Голотип F4-117, X 50, верхний бадений, Молдова, с.Глодяны, скв. 7, гл. 59,7-63,0 м. 1а, б – вид с боковых сторон, 1в – вид с устьевой стороны, 1г – поперечное сечение.

Sigmoilina macra sp. nov.

Голотип F4-120, Институт геологии и сейсмологии Академии наук Молдовы, с. Глодяны, верхний бадений, алевролитовая глина.

Описание. Раковина крупная, округлая плоско-выпуклая. Периферический край заостренный. Расположение камер – сигмоилиновое. Многокамерная сторона состоит из 4-5 камер, малокамерная – из 4. На камерах участками прослеживаются продольные бороздки. Швы неясные, слабо углубленные. Устье расположено в основании последней камеры. Оно треугольное, слегка вытянутое в длину, с простым удлиненным зубом. Стенка раковины известковистая, шероховатая из-за бороздок и морщин.

Размеры, мм: длина – 3,950; ширина – 3,450; толщина – 1,125.

Сравнение. От экземпляра *Cribrolinoides* (*Quinqueloculina*) *curta*, описанного Кэшменом (Cushman, 1955) из плиоценовых отложений Явы, отличается строением устья (у *Cribrolinoides curta* оно сложно-ситовидное) и сигмоилиновым расположением камер (в отличие от квинквелокулинового у *Cribrolinoides curta*).

Распространение. Верхний бадений Молдовы.

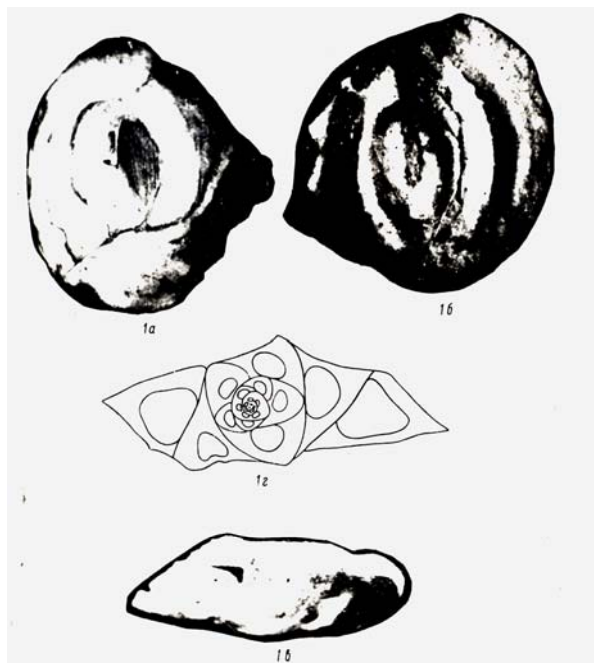


Рис.5 *Sigmoidina macra* sp. nov.

Голотип F4-120, X 60, верхний бадений, Молдова, с.Глодяны, скв. 7, гл. 59,7-63,0 м. 1а, б – вид с боковых сторон, 1в – вид со стороны устья, 1г – поперечное сечение.

Заклучение

В статье дается описание 5 новых видов семейства Miliolidae (*Quinqueloculina moldavica*), *Q.cubonica*, *Sigmoidina danitchae*, *S.glodjanensis*, *S.macra* из отложений среднего миоцена северо-западной области Молдовы (скв. 7 у с.Глодяны).

Литература

1. Cushman J. 1955. Foraminifera, their classification and economic use. Cambridge, Massachusetts.
2. D'Orbigny A. 1826. Tableau methodique de la classe des Cephalopodes. Ann. sci., nat..Paris, ser. 1, t. 7, p. 245-314.
3. D'Orbigny A. 1839. Foraminiferes. In. Ramon de la Sagra. Hist. Phys., polit., natur., de l'île de Cuba. Paris, p. 224.
4. D'Orbigny A. 1846. Foraminiferes fossiles du bassin tertieire de Vienne. Paris, Gide et Comp., p. 312.
5. Schlumberger C. 1887. Note sur les Miliolides trema tophorees. Bull. soc. zool. France, p. 91-104.
6. Богданович, А.К. 1952. Милиолиды и пенероплиды. Сб Ископаемые фораминиферы СССР, тр. ВНИГри, нов. сер., вып. 64, Ленгостоптехиздат, стр. 338.
7. Серова, М.Я. 1955. Стратиграфия и фауна фораминифер миоценовых отложений Предкарпатъя. Материалы по биостратиграфии западных областей УССР. Госгеолтехиздат, М., стр. 261-391.

Дата поступления в редакцию – 11 ноября 2010

CZU 544.723.21+661.183:667.28

Țîmbaliuc N.,* Maftuleac A.,* Lupașcu T.,* Bolotin O.

Posibilitatea utilizării adsorbantilor minerali și carbonici autohtoni în procese de purificare a apelor de coloranți sintetici

Abstract

The adsorption properties of Ghidirim and Viscauts diatomites and of the active carbons obtained from local raw materials - peach stones and nutshell, towards synthetic dyes Congo-red and direct-blue have been investigated. On the basis of the obtained experimental data potential of use of these adsorbents in processes of sewage treatment of the textile enterprises has been estimated.

Rezumat

Au fost studiate proprietățile adsorbitive ale diatomitelor Ghidirim și Vâșcăuți și ale cărbunilor activi obținuți din materie primă locală - sâmburi de piersici și coji de nuci, față de coloranții sintetici congo roșu și direct albastru. În baza rezultatelor experimentale obținute a fost evaluată perspectiva de utilizare a acestor adsorbanti în procese de purificare a apelor reziduale ale întreprinderilor textile.

Резюме

Были исследованы адсорбционные свойства диатомитов месторождений Гидирим и Выхкэуць и активных углей, полученных из местного сырья - косточек персика и скорлупы орех, по отношению к синтетическим красителям конго-красный и прямой-голубой. На основе полученных экспериментальных данных была оценена перспективность использования этих адсорбентов в процессах очистки сточных вод текстильных предприятий.

Introducere

Republica Moldova este o țară cu o densitate mare a populației, având, însă, aprovizionare insuficientă cu apă potabilă [1]. În acest context, o însemnătate primordială o are atitudinea responsabilă față de resursele existente de apă și nepermiterea poluării lor cu ape reziduale ale unităților economice industriale. Printre tehnologiile de purificare a apelor de componenți nocivi biologic nedegradabili un loc deosebit aparține proceselor bazate pe adsorbție [2]. Avantajul acestora constă în eficacitatea lor și în posibilitatea de utilizare a materialelor adsorbante ieftine, obținute pe loc. În Republica Moldova sunt zăcăminte însemnate de adsorbanti minerali – diatomite, tripoli, minerale argiloase [3], iar întreprinderile de prelucrare a fructelor pot furniza cantități suficiente de materie primă (de exemplu, sâmburi) pentru obținerea cărbunilor activi [4]. În lucrarea de față sunt prezentate rezultatele studiului adsorbției coloranților sintetici – congo roșu și direct albastru pe adsorbanti de origine autohtonă – diatomite și cărbuni activi obținuți în Institutul de chimie al AȘM.

* Institutul de Chimie al AȘM

Partea experimentală

Materiale și metode

În experimente au fost utilizați adsorbantii minerali – diatomite integre din zăcămintele Ghidirim și Vâșcăuți. Probele obținute din carieră au fost uscate și mărunțite, apoi cernute. Pentru studiu, în calitate de adsorbant s-au ales fracțiile mai mici de 0,63 mm. Compoziția mineralogică / chimică precum și proprietățile fizico-chimice ale diatomitelor sunt bine studiate și destul de amplu descrise în [3,5,6]. În calitate de adsorbantii carbonici au fost utilizați cărbunii activi CAS-23 și CAN-8, obținuți din sămburi de piersici și coji de nuci în Institutul de chimie al AȘM [4]. Pentru a evalua calitățile adsorbitive ale acestor cărbuni activi, s-au realizat cercetări și pe cărbunele activ industrial AG-5, produs în Rusia. Caracteristicile lor sunt prezentate în tab. 1.

Tab. 1

Parametrii de structură și capacitatea de adsorbție a cărbunilor activi cercetați

Mostra de CA	$V_s, \text{cm}^3/\text{g}$	$W_{01}, \text{cm}^3/\text{g}$	$S_{\text{geom.}}, \text{m}^2/\text{g}$	$V_{\text{me.}}, \text{cm}^3/\text{g}$
CAN-8	0,694	0,401	1062	0,293
CAS-23	0,484	0,376	945	0,108
AG-5	0,59	0,44	786	0,15

În calitate de substanță - adsorbat a fost utilizat fiecare din coloranții sintetici congo roșu și direct albastru. Alegerea a fost motivată de structura lor. Ei au același schelet structural, dar se deosebesc prin grupele funcționale (tab. 2), de aceea au și un comportament, din punct de vedere chimic, diferit.

Tab. 2

Formulele de structură a coloranților direct albastru și congo roșu

Colorant	Formula de structură	Masa moleculară
Direct albastru		992,47
Congo roșu		696,67

Studiul adsorbției coloranților pe adsorbantii descriși a fost efectuat prin contactarea unei cantități determinate de adsorbant (25 sau 50 mg) cu volume fixe (50 ml) de soluții cu concentrații cunoscute de colorant. Concentrațiile inițiale și de echilibru au fost determinate la spectrofotometrul UV-VIS Jenway 6505, la maxime de absorbție $\lambda=505 \text{ nm}$ (congo roșu) și $\lambda=620 \text{ nm}$ (direct albastru). Valoarea adsorbției a fost calculată din diferența cantităților de adsorbat (până și după contactare), revenită la unitate de masă de adsorbant.

Rezultate și discuții

Izotermele de adsorbție a colorantului congo roșu pe diatomitele Vâșcăuți și Ghidirim sunt prezentate în fig. 1.

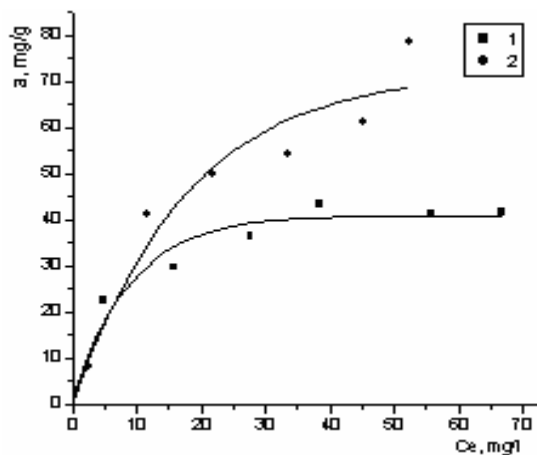


Fig.1. Izotermele de adsorbție a colorantului congo roșu pe diatomitele Vâșcăuți (1) și Ghidirim (2).

Din figură se observă, că adsorbția acestui colorant este mai mare în cazul utilizării diatomitului Ghidirim, fapt explicat prin compoziția și caracteristicile lui fizico-chimice. Diatomitul natural Ghidirim, pe lângă dioxidul de siliciu provenit din fosilele diatomeelor, conține minerale argiloase (montmorilonit, caolinit), precum și compuși amorfi – oxizi ai aluminiului și fierului [3,5,6]. Pentru montmorilonit și caolinit este caracteristic prezența sarcinilor electrice: negative pe partea bazală a particulelor și pozitive pe părțile lor laterale [7,8]. Mărimea sarcinii electrice depinde de gradul de substituiri izomorfe în structură și de natura grupelor funcționale la suprafață, care disociază ca baze sau acizi. Adsorbția coloranților pe adsorbânți minerali prezintă, deci, un fenomen complex – imobilizare în pori și interacțiune electrostatică. Diatomitul Vâșcăuți are cam aceleași caracteristici structurale ca și cel din Ghidirim, dar conține cantitativ mai puține minerale argiloase și se caracterizează ca având în componența sa carbonați. Acești compuși pot disocia slab, creând mediu bazic. Așa condiții favorizează existența sarcinilor electrice negative la grupele Al-OH cu comportament amfoter (fig. 2) ale mineralilor argiloase [8], și ca efect, pot respinge anionii de colorant apăruiți la disocierea grupelor $-SO_3Na$ ale moleculelor lui. Posibilitatea interacțiunii după un așa mecanism este confirmat de adsorbția cantitativ diferită pe unul și același adsorbant a coloranților cu același schelet structural (tab. 2), dar având un număr diferit de grupe funcționale.

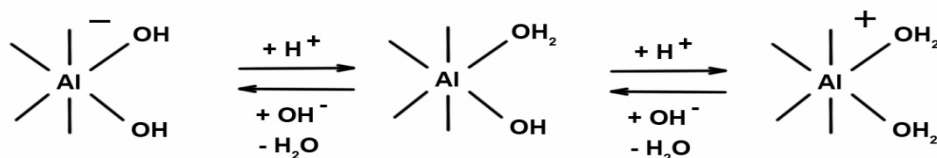


Fig.2. Comportamentul grupelor Al-OH, localizate pe fețele laterale ale particulelor mineralelor argiloase.

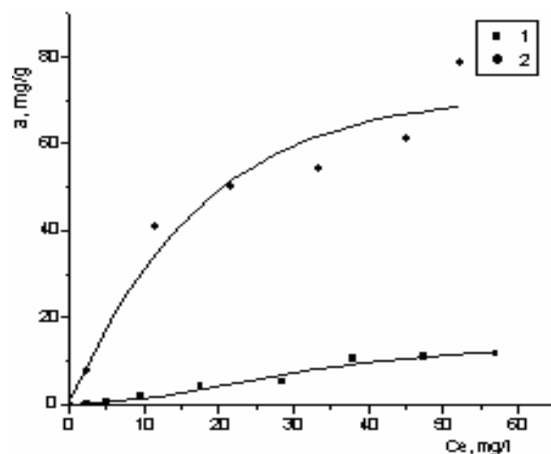


Fig.3. Izotermele de adsorbție a coloranților direct albastru (1) și congo roșu (2) pe diatomitul Ghidirim.

După cum se observa din izotermele de adsorbție, prezentate în fig. 3, adsorbția colorantului direct albastru este de circa 8-9 ori mai mică decât cea a colorantului congo roșu. Acest fenomen se explică prin numărul mai mare de grupe $-SO_3Na$ la direct albastru, ceea ce cauzează la disocierea lor o sarcină sumară activă mai mare, iar aceasta duce la respingerea lor de către particulele de adsorbant electric negative, micșorând în așa mod adsorbția.

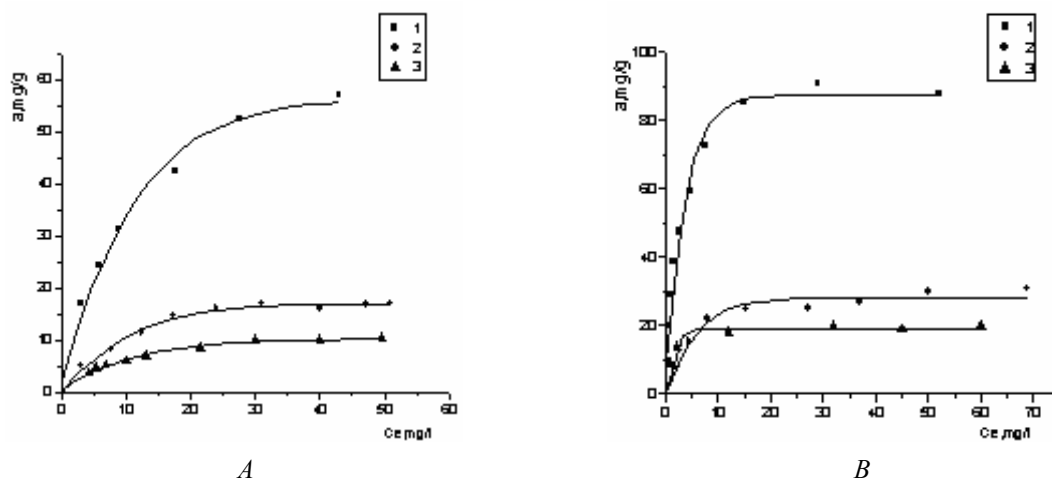


Fig. 4. Izotermele de adsorbție a coloranților direct albastru (A) și congo roșu (B) pe cărbunii activi CAN-8 (1), AG-5 (2) și CAS-23 (3).

Izotermele de adsorbție a coloranților congo roșu și direct albastru pe adsorbânții carbonici studiați sunt prezentate în în fig. 4. După cum se observă din figură, adsorbția coloranților congo roșu și direct albastru este maximală pe cărbunele activ CAN-8, fiind în descreștere după valoare la ceilalți adsorbânți AG-5 și CAS-23. O așa stare de lucruri poate fi explicată prin caracteristicile structurale diferite ale adsorbânților, în primul rând, prin valorile în descreștere ale suprafețelor mezoporilor, în care are loc acumularea moleculelor adsorbatului. Fig. 5 în mod convingător demonstrează această corelație.

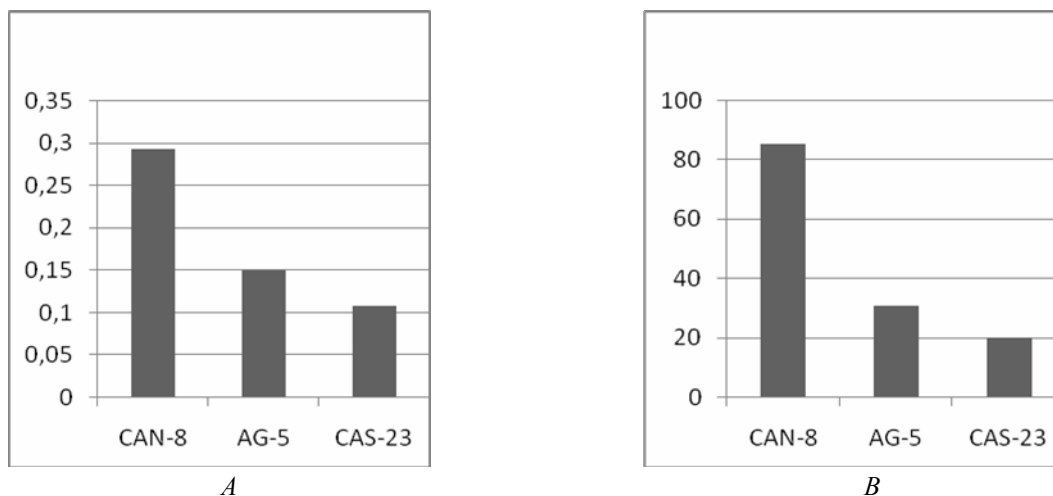


Fig. 5. Corelația dintre valorile suprafețelor mezoporilor cărbunilor activi (A) și valorile maxime ale adsorbției colorantului congo roșu pe cărbunii CAN-8, AG-5 și CAS-23 (B).

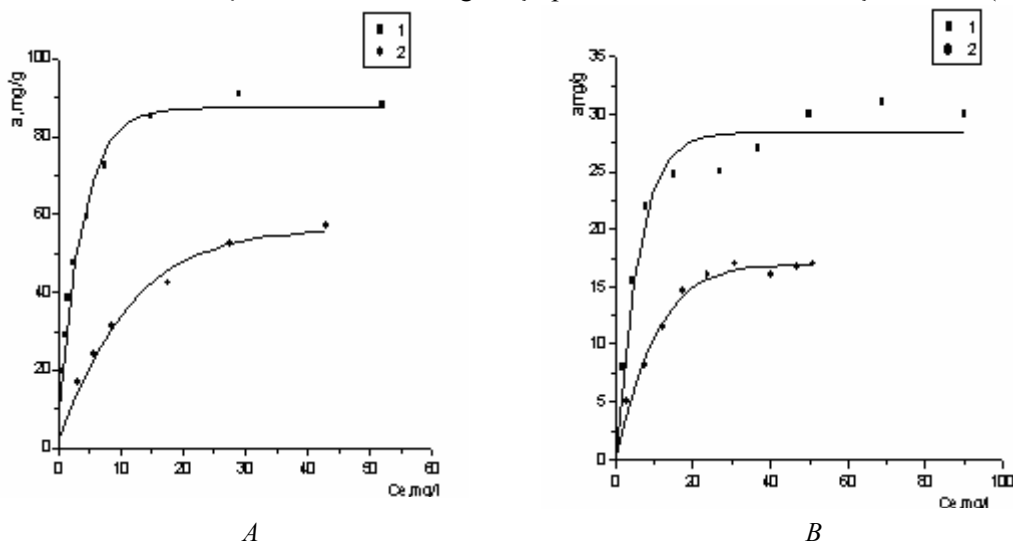


Fig. 6. Izotermele de adsorbție a coloranților congo roșu (1) și direct albastru (2) pe cărbunele activ CAN-8 (A) și cărbunele activ AG-5 (B).

În fig. 6 sunt prezentate izotermele de adsorbție pe același tip de cărbune a coloranților congo roșu și direct albastru. Putem observa o diferență destul de mare în valorile de adsorbție a coloranților, necătfând la faptul, că ambii coloranți au același schelet structural. Probabil, în cazul dat intervine factorul steric - dimensiunile moleculelor și gradul lor diferit de hidratare („învelișul” de molecule de apă), cauzat de numărul și natura diferită a grupelor funcționale (SO_3H , OH , NH_2) ale coloranților (tab.2), care rețin moleculele H_2O . Nu este exclusă și influența sarcinilor electrice, apărute la disocierea atât a grupelor funcționale ale coloranților, cât și a celor de pe suprafața cărbunelui activ (OH , COOH), cu efect asemănător ca în cazul adsorbantilor minerali. Ponderea acestui efect, însă, este mai mică din cauza numărului mic de grupe funcționale la suprafața cărbunelui activ.

Concluzii

Din rezultatele experimentale obținute putem face următoarele concluzii:

- Adsorbanții minerali și carbonici autohtoni au proprietăți adsorbitive bune față de coloranții sintetici și pot fi utilizați la purificarea apelor reziduale ale întreprinderilor textile.
- Adsorbția coloranților studiați depinde în mare măsură de tipul adsorbanților, particularitățile lor structurale și natura grupelor funcționale atât ale coloranților, cât și cele ale adsorbanților.

Bibliografie

1. Starea mediului în Republica Moldova în anul 2005 (raport național). Chișinău, 2006, p. 10-12, 50-61.
2. Новиков О. Н. Адсорбционные методы очистки сточных вод. (<http://ecolog.alfa.kalg.ru/page30.html>).
3. Кердиваренко М. А. Молдавские природные адсорбенты и технология их применения. Кишинев, Картя молдовеняскэ, 1975, 191 с.
4. Lupașcu T. Cărbuni activi din materii prime vegetale. Chișinău, ÎEP Știința, 2004, 224 p.
5. Maftuleac A, Rusu V., Bolotin O., Petuhov O. Compoziția mineralogică și proprietățile fizico-chimice ale diferitor forme (naturală și modificate) ale diatomitului Ghidirim. Buletinul Institutului de Geologie și Seismologie al AȘM, 2009, nr.2, p.49-56.
6. Rusu V., Vrînceanu A., Polevoi I. Composition of mineral phases of the Ghidirim diatomite. Chemistry Journal of Moldova, 2007, v. 2, no. 1, p. 63-69.
7. Тарасевич Ю. И. Природные сорбенты в процессах очистки воды. Киев, Наукова Думка, 1981, 207 с.
8. Тарасевич Ю. И. Строение и химия поверхности слоистых силикатов. Киев, Наукова Думка, 1988, 248 с.

Primit la redacție 2 decembrie 2010

УДК 551.31.233:552

Алексеев В.Е.*

Гипергенез, геохимия кремния и возраст минералогических профилей черноземов водоразделов Молдовы

Abstract

Literature analysis demonstrated the importance of studying silicon geochemistry problem statement. Studies of hypergenic processes in surface sediments of Moldova represent definite contribution in this regard. Literature review identified relationship between amount of silicon loss in soils and soils age, between soils age and age of planation surfaces, between amount of silicon loss in soils and runoff volume. At the same time it contains no information on utilization of data on silicon loss for particular soils age determination, which makes us believe that our investigations are original in this respect, and also that silicon losses were determined not by chemical methods, but by quantitative mineralogical analysis.

It was shown that weathering products removal in chernozems of Moldova could take place not just in more humid periods of Holocene, but it's also taking place at the present time in modern climate conditions at the expense of winter-spring period precipitations. There was analyzed role of phytoliths silica in assessment of silicon loss in soils which should be subtracted from total silicon loss in soil. It was also found that phytoliths aging doesn't bring to neof ormation of phytogenous silica, and it can't affect the calculations of silicates losses in soils.

On the basis of published data on silicon losses in soils in conditions of steppe and forest-steppe landscapes, and our data on the sizes of silicates losses in the process of hypergenesis for the first time in Moldova and probably for out of the glacial area of steppe and forest-steppe space of other regions there was determined the age of mineralogical profiles of watersheds chernozems. It is 20-70 thousand years and naturally increases in the subtype series of these soils from south to north. It's 2-7 times greater than duration of Holocene, what gives grounds to bind generation of mineralogical profiles of modern chernozems with other epoches of soil formation.

Rezumat

Analiza literaturii de specialitate a arătat importanța abordării problemei ce ține de studiul geochemiei siliciului. Cercetarile efectuate asupra proceselor supergene ce au loc în sedimentele de suprafață ale Moldovei reprezintă, în acest sens, o anumită contribuție. Studiarea literaturii de specialitate a relevat o corelație între cantitatea pierderilor de siliciu din sol și vârsta acestuia, între vârsta solului și vârsta suprafețelor de aplanare, între cuantumul de îndepărtare a siliciului din sol și mărimile debitului. Cu toate acestea, sursele bibliografice abordate nu conțin informații despre utilizarea datelor referitoare la îndepărtarea siliciului din sol pentru determinarea vârstei specifice acestuia, ceea ce, alături de faptul că pierderile de siliciu nu au fost stabilite prin metode chimice, dar cu ajutorul analizei mineralogice cantitative, atribuie cercetărilor noastre în această privință un caracter original.

A fost demonstrat că exportul produselor rezultate din procesele de alterare în cernoiomurile din Moldova ar putea avea loc nu numai în perioadele mai umede ale Holocenului,

* Институт Почвоведения, Агрохимии и Защиты почв им. Н.А. Димо, Молдова

dar se petrece și în prezent, în condițiile climatice actuale pe seama precipitațiilor din perioada de iarnă-primăvară. A fost studiat rolul silicei fitolitice pentru cazul evaluării

proporțiilor exportului de siliciu din sol. De asemenea, s-a constatat că îmbătrânirea fitoliților nu duce la apariția unor formațiuni noi de cuarț fitogen și nu poate afecta calculul pierderii silicaților din sol.

Pe baza datelor publicate privind exportul siliciului din sol în condițiile landșaftelor de stepă și silvostepă, precum și a datelor noastre cu privire la cuantumul pierderilor silicaților în procesul de pedogeneză, pentru prima dată în Moldova, și, probabil, pentru zona extraglaciară de stepă și silvostepă a altor regiuni a fost stabilită vârsta profilurilor mineralogice ale cernoziomurilor situate pe cumpăna apelor. Aceasta s-a stabilit a fi de 20-70 mii ani, manifestând o creștere naturală în șirul de subtipuri ai acestor soluri din Republica Moldova în direcția de la Sud la Nord. Această valoare depășește de 2-7 ori durata Holocenului, sugerând că apariția profilurilor mineralogice ale cernoziomurilor contemporane este legată de alte epoci de pedogeneză.

Резюме

Обзор литературы по геохимии кремния выявил связь между размерами стока, выноса этого элемента и возрастом почв. Дана оценка роли фитолитов в расчетах возраста черноземов. Показана оригинальность постановки исследований и определения возраста минералогических профилей этих почв. Впервые в Молдове и, возможно, для внеледниковой области степного и лесостепного пространства других регионов установлен возраст минералогических профилей черноземов водоразделов, который измеряется 20-70 тыс. лет и восходит по своему происхождению к эпохам почвообразования за пределами голоцена.

Введение

В 2006-2010 годах нами опубликованы результаты исследования гипергенных процессов в поверхностных (покровных) отложениях водоразделов Молдовы (1-8), в частности, были установлены объемы выветривания основных породообразующих силикатов [7], а на их основе и объемы выноса оксидов главных макроэлементов [8]. Каждый из макроэлементов по-своему представляет большой интерес, но в этом сообщении остановимся только на одном из них – кремнеземе. Во-первых, с кремнием связаны самые большие потери вещества при гипергенных процессах, и дальнейшая его судьба в профиле выветривания также представляет немаловажный научный интерес. Во-вторых, геохимия кремния наименее изучена в сравнении с другими макроэлементами, хотя роль его в глобальном обмене веществ между материками и океаном, как выясняется, весьма велика. Наконец, и самое главное на этом этапе, обращение к кремнию дает возможность затронуть важный вопрос происхождения и возраста самых древних четвертичных отложений водоразделов и высоких террас Молдовы. Однако прежде в этой же связи следует рассмотреть вопрос происхождения черноземов или, по крайней мере, возраста минералогических профилей этих почв.

Целью сообщения является (1) краткий экскурс в геохимию кремния, основного химического элемента, высвобождающегося под воздействием гипергенных процессов; (2) использование этих знаний и наших данных по объемам потерь силикатов и кремния при гипергенезе для установления возраста и генезиса минералогических профилей черноземов, формирующихся на водоразделах Молдовы.

Объекты и методы

Напомним, что минералогические исследования черноземов водоразделов проведены по четырем зонам увлажнения с гидротермическими коэффициентами (ГТК) 0,50-0,55, 0,60-0,65, 0,65-0,70, 0,70-0,80 (коэффициенты увлажнения по Высоцкому-Иванову). В каждой зоне на наиболее распространенном в ней подтипе чернозема закладывалось по четыре разреза. В первых двух южной части республики таковыми стали черноземы обыкновенные, в третьей - типичные, в четвертой – выщелоченные черноземы. Почвообразующими породами изученных почв на юге Молдовы, как было показано ранее [5-8], явились нижнее-верхнечетвертичные делювиально-элювиальные лессовидные отложения, в центральной и северной части - верхнечетвертичные делювиально-элювиальные отложения того же габитуса. Учитывая принадлежность разрезов к ровным участкам водоразделов или террас, почвообразующие породы следует рассматривать как сугубо элювиальные образования.

В связи с тем, что по четырем разрезам каждой зоны были получены сходные результаты, в дальнейшие исследования, начиная с публикации [6], был включен только один разрез из четырех, но геоморфологически расположенный наиболее строго, т.е. принадлежащий к платообразному водоразделу, что позволяет максимально учесть местные климатические условия и местный потенциал почвообразования. В этом сообщении исследования продолжены на той же серии разрезов, что и в публикациях [6-8]: от обыкновенных черноземов юга это разрез 1 (Тараклийский р-н, плато, абс. выс. 100 м), от обыкновенных черноземов более северного размещения – разрез 30 (Теленештский р-н, плато, абс. выс. 170 м), из типичных черноземов – разрез 50 (Рышканский р-н, плато, абс. выс. 236 м), выщелоченных – разрез 85 (Единецкий р-н, плато, абс. выс. 256 м).

Методика аналитических работ и расчетов описана в предыдущих публикациях [1-8].

Результаты и обсуждение

Прежде чем приступить непосредственно к результатам исследования, сделаем обзор доступной нам литературы по геохимии кремния в широком плане и в приложении к почвам, в частности.

Несмотря на то, что кремний занимает ведущее место в химическом составе почв, в сравнении с другими макроэлементами ему долгое время уделялось недостаточно внимания. Однако определенные сведения по геохимии кремния имеются. Основным источником поступления кремния с континентов в океаны являются процессы выветривания и почвообразования на суше. Вместе с тем, как показывают относительно недавние исследования, в глобальном кругообороте вещества кругооборот кремния тесно связан с кругооборотом углерода [9]. В ходе выветривания и почвообразования продукты разложения силикатов ортокремниевая кислота (H_4SiO_4) и бикарбонат (HCO_3^-) с речными водами поступают в океаны, где кремний поглощается диатомовыми для строительства скелета (диатомовые составляют половину биомассы океанов [9]), а углерод в условиях морских биогеосистем накапливается как карбонатные отложения. Возникает связь: чем интенсивнее на суше происходят процессы выветривания, тем больше в океаны поступает кремния и углерода [10-13] и больше CO_2 удаляется из атмосферы [14,15]. Эти данные показывают важность постановки проблемы

изучения геохимии кремния. Проведенные нами исследования гипергенных процессов в поверхностных осадочных отложениях Молдовы представляют определенный в этом отношении вклад.

Сведений о количественных потерях или накоплении кремния в почвах за время их существования недостаточно [16]*. Больше всего имеется данных о «десикации» почв тропического и субтропического климатов [17-19]. Однако этот процесс происходит и в более молодых почвах умеренного и арктического климатов. Так установлено, что десиликация в этих почвах измеряется величинами от 20 до 400 ммоль Si/m²/год, что составляет примерно 0,2-4 ммоль Si/m² за время голоценового почвообразования (в пересчете на оксид кремния порядка 120-2400 т/га). Эти данные намного ниже, чем таковые для более древних альфисолей и ультисолей субтропического климата, которые измеряются величинами в 28-70 ммоль Si/m² [20], а для ферральсолей древних платформ в 96 ммоль Si/m² [21] (в пересчете на оксид кремния порядка 57600 т/га). Причина таких больших различий не столько в разной интенсивности выноса кремния, сколько в разном возрасте почв. В почвах умеренно влажного и бореального климатов на протяжении их развития потери кремния составили в ммоль/m²/год: подзолах 20-250 [22-24], камбисолях и лювисолях на мергелистых гляциальных отложениях 30-90 [25,26], стагниковых лювисолях на лессах 73 [27] и камбисолях на песчанике 380 [28]. Весь интервал показателей выноса кремния в перечисленных почвах в оксидном измерении укладывается в 12-228 кг/га/год. Некоторые исследователи отмечают не только потери, но и накопление кремния в почвах и связывают его с атмосферным привнесом пыли [29,30] или латеральными поступлениями с более высоких отметок ландшафта [31].

На основании накопленных данных авторы [32,33] приходят к заключению, что величина десиликации почв зависит от: 1) их возраста; 2) содержания выветриваемых минералов в материнском материале; 3) количества инфильтрационной воды. Вместе с тем всесторонняя модель величины и интенсивности десиликации почв по градиентам действующих факторов до сих пор не разработана. Существует концепция иерархии факторов выноса кремния более общего характера. В глобальном масштабе на первом месте стоит сток, на втором – температура. В региональном плане такими факторами становятся: 1) литология или содержание выветриваемых минералов в материнских породах почв; 2) гидрологические условия, т.е. сток; 3) особенности свойств дренируемой почвы [16].

В отношении аналогичных данных для степной и лесостепной зон, которые представляют для нас наибольший интерес, известна только одна публикация [34], в которой приведены показатели модуля выноса кремнезема для условий Русской равнины. В степных ландшафтах он равняется 7,5, в лесостепных - 11 кг/га в год.

* Часть литературных источников цитируется по M. Sommer, D. Kaczorek, Ya. Kuzyakov, J. Breuer. Silicon pools and fluxes in soils and landscapes—a review. J. Plant Nutr. Soil Sci. 2006, 169, 310–329 [16]. Приведенные в этой публикации единицы измерения выноса кремния из почв, выраженные в молях и ммоль/m² и м²/год, в необходимых случаях пересчитаны на оксид кремния в кг/га/год.

Надо сказать, что эти показатели не вступают в явное противоречие с данными других авторов для близких по природной обстановке условий.

Из приведенного небольшого обзора литературы наиболее важными для нас являются заключения, что: 1) между количеством потерянного почвой кремния и ее возрастом существует непосредственная связь; 2) по возрасту поверхностей выравнивания можно судить о возрасте почв, к ним привязанных; 3) объемы выноса кремния из почв определяются размерами стока.

В приложении к черноземам Молдовы последний пункт следует рассмотреть детальнее. Во всех предыдущих публикациях [1-8] данные по ГТК районов исследований приводились нами по среднегодовым показателям. При этом отмечалось, что ГТК выполняют формальную роль, служат реперами для вычленения современных зон увлажнения, поскольку известно, что на протяжении голоцена, времени формирования черноземов, климат подвергался значительным изменениям. Все приведенные в статьях [1-8] показатели ГТК располагались в пределах значений 0,50-0,80, т.е. были менее единицы. Такие значения ГТК указывают на непромывной водный режим почв, поскольку испаряемость влаги превышает количество осадков. В этой связи мог возникнуть вопрос, можно ли в таких условиях говорить о выносе из почв продуктов выветривания минералов. Вместе с тем минералогические исследования показывают, что вынос не только карбонатов, но и силикатов из черноземов происходит. Не ссылаясь на другие более влажные периоды голоцена, когда это могло происходить, следует отметить, что вынос продуктов выветривания имеет место и в настоящее время. Расчеты и анализ ГТК по сезонам года показал, что в зимне-весенний период соотношение между осадками и испаряемостью в Молдове принципиально изменяется. Если среднегодовые показатели ГТК по всей республике с юга на север укладываются в интервале 0,48-0,93, за период апрель-октябрь – в интервале 0,39-0,72, то с ноября по март они находятся в пределах 1,43-2,64. Таким образом, вынос продуктов выветривания в черноземах Молдовы мог происходить не только в более влажные периоды голоцена, но он происходит и при современных климатических условиях за счет осадков зимне-весеннего периода. ГТК рассчитаны на основании данных климатических справочников [35,36].

Жизнедеятельность растений и микроорганизмов интенсифицирует процесс выветривания силикатов в почвах [37-39]. Происходит это вследствие повышения парциального давления CO_2 почвенного раствора, а также непосредственного воздействия на них органических кислот. Определенной статьей в балансе почвенного кремния являются фитоциты – кремнеземные образования, сохранившиеся в почве после разложения растительных остатков. Кремнезем накапливается в стеблях, листьях и корнях. В почвах фитоциты присутствуют в форме опала и в зависимости от условий могут сохраняться в ней очень долго. Их содержание чаще всего не превышает 0,1-3 % [16]. Разнообразные формы фитоцитов позволяют определить семейство или род растения и используются в палеогеографических реконструкциях прошлых ландшафтов [40,41]. Необходимо отметить, что вопрос соотношения между поступлением в почву фитогенного кремния и его растворением практически не изучен. По нашим данным фитоциты черноземов Молдовы принадлежат преимущественно злаковым растениям и концентрируются в верхней части гор. А. Их содержание в верхнем 10-см слое составило в обыкновенном черноземе 0,8%, типичном – 1,0, выщелоченном – 1,3,

в оподзоленном под дубравой – 1,4% [42]. В пересчете на 30-см пахотный слой первых трех черноземов, которые нами в данном случае исследуются, это равно соответственно 26, 36 и 47 т/га. В литературе можно найти указание, что фитоциты в процессе старения (дегидратации) могут переходить в халцедон и кварц [43]. Наши данные этого не подтвердили [42,44]. В более поздних исследованиях других авторов сведения такого рода также отсутствуют [16]. На этом основании можно сделать заключение: 1) кремнезем фитоцитов при оценке размеров выноса кремния из почв из общей потери кремнезема при выветривании силикатов должен вычитаться, поскольку он на момент исследования остается в почве; 2) не следует опасаться, что переход опала фитоцитов в процессе старения в кварц может повлиять на результаты определения размеров потерь силикатов из почв, когда они устанавливаются по отношению к кварцу, поскольку это явление, по крайней мере, в почвах умеренного пояса не обнаружено.

Приведенный выше обзор литературы о размерах выноса кремния из почв не содержит сведений об использовании этих данных для определения возраста конкретных почв. Говорится о зависимости размеров выноса кремния или его аутигенного новообразования от возраста поверхностей выравнивания, на которых размещаются почвы, от относительного возраста почв в хронокатенах, но не об обратном, возрасте почв в зависимости от потерь в них кремния [16]. Это позволяет считать, что наши исследования в этом отношении оригинальны. Они оригинальны и в том, что потери кремния установлены не химическими методами [16], а с помощью количественного минералогического анализа.

Исходными данными для установления возраста минералогических профилей исследуемой серии подтипов черноземов послужили результаты расчетов потерь кремнезема их силикатной частью, опубликованные в [8], и данные по модулю выноса кремнезема в степных и лесостепных условиях, заимствованные у [34]. Простейшая схема расчета и полученные результаты приведены в таб. 1. Расчет произведен без учета и с учетом кремнезема фитоцитов. При этом принимается, что климат голоцена хотя и испытывал изменения, но не настолько, чтобы принципиально повлиять на полученные результаты. То же самое относится к климатическим оптимумам межгляциалов верхнего плейстоцена. Расчет показал, что возраст минералогических профилей подтипов черноземов с юга на север без учета фитоцитов закономерно увеличивается с 27 в самом южном обыкновенном черноземе до 74 тыс. лет в выщелоченном черноземе на севере. С учетом фитоцитов те же показатели составили 24 и 69 тыс. лет соответственно. Следует обратить внимание, что возраст минералогических профилей, рассчитанный с учетом и без учета фитоцитов различается по подтипам черноземов в 3-4 тыс. лет. Выше отмечалось, что в литературе данные о сохранности фитоцитов в почвах отсутствуют. Возникает вопрос, не является ли эта довольно постоянная величина временем существования фитоцитов от момента попадания их в почву до момента растворения. Как бы там ни было, возраст минералогического профиля, установленный с учетом фитоцитов, более реален, нежели без них, т.к. принадлежащий фитоцитам кремнезем, ранее входивший в состав силикатов, сохранился в почве от выноса.

Таб.1

Элювиальные потери, зональные модули выноса оксида кремния и возраст минералогических профилей силикатной части черноземов

Чернозем, местоположение, ГТК	Статьи баланса SiO ₂ , т/га			Зональный модуль выноса SiO ₂ , кг/га/год	Возраст, тыс. лет		
	Общие потери SiO ₂	SiO ₂ фитолитов	Потери SiO ₂ с учетом фитолитов		Без учета фитолитов, А	С учетом фитолитов, В	Разница, А-В
Обыкновенный, разрез 1, Тараклийский р-н, Кортены, плато, абс. выс. 100 м, (K=0,50-0,55)	204	-26	178	7,5	27,2	23,7	3,5
Обыкновенный, разрез 30, Теленештский р-н, Негурень, плато, абс. выс. 170 м, (K=0,60-0,65)	312	-26	286	7,5	41,6	38,1	3,5
Типичный, разрез 50, Рышканский р-н, Гринауцы, плато абс. выс. 236 м, (K=0,65-0,70)	596	-36	560	11	54,2	50,9	3,3
Типичный, разрез 50, Рышканский р-н, Гринауцы, плато абс. выс. 236 м, (K=0,65-0,70)	811	-47	764	11	73,7	69,5	4,2

Как следует из полученных результатов, возраст минералогических профилей черноземов в 2-7 раз превышает продолжительность голоцена, с которым классическая теория связывает черноземное почвообразование. Это обстоятельство подсказывает, что начало формирования минералогических профилей черноземов на водоразделах относится к другому времени, а современными черноземами они унаследованы от предшествующих эпох почвообразования. Эти данные в применении к черноземам и в ином, геологическом плане, более детально будут рассмотрены в следующем сообщении.

Выводы

Анализ литературы показал важность постановки проблемы изучения геохимии кремния. Проведенные исследования гипергенных процессов в поверхностных осадочных отложениях Молдовы представляют в этом отношении определенный вклад. Обзор литературы выявил связь между количеством потерянного почвой кремния и ее возрастом, между возрастом почв и возрастом поверхностей выравнивания, между объемом выноса кремния из почв и размерами стока. Вместе с тем в литературе нет сведений об использовании данных по выносу кремния для определения возраста конкретных почв, что позволяет считать наши исследования в этом отношении оригинальными, а также в том, что потери

кремния установлены не химическими методами, а с помощью количественного минералогического анализа.

Показано, что вынос продуктов выветривания в черноземах мог происходить не только в более влажные периоды голоцена, но он происходит и в настоящее время при современных климатических условиях за счет осадков зимне-весеннего периода. Проанализирована роль кремнезема фитолитов при оценке размеров выноса кремния из почв. Установлено, что старение фитолитов не приводит к новообразованию фитогенного кварца и не может повлиять на расчеты потерь силикатов из почв.

На основании литературных данных по выносу кремния из почв в условиях степных и лесостепных ландшафтов и наших данных по размерам потерь силикатов в процессе гипергенеза впервые в Молдове и, возможно, для внеледниковой области степного и лесостепного пространства других регионов установлен возраст минералогических профилей черноземов водоразделов. Он измеряется 20-70 тыс. лет и закономерно увеличивается в подтиповом ряду этих почв в условиях Молдовы с юга на север. Его величина в 2-7 раз превосходит продолжительность голоцена, что дает основание связывать зарождение минералогических профилей современных черноземов с иными эпохами почвообразования.

Литература

1. В.Е. Алексеев, А.Н. Бургеля, Е.Б. Варламов. Педогенная трансформация минералогического состава четвертичного суглинка на Юге Молдовы. Buletinul Institutului de geologie și seismologie al AȘM, N2, 2006, p. 74-81.
2. В.Е. Алексеев, В.В. Чербарь, А.Н. Бургеля и др. Сравнительная характеристика педогенных изменений минералогического состава четвертичного суглинка на Юге и в Центральной части Молдовы. Buletinul Institutului de geologie și seismologie al AȘM, N1, 2007, p. 26-36.
3. В.Е. Алексеев, В.В. Чербарь, А.Н. Бургеля и др. Сравнительная характеристика гипергенных изменений минералогического состава четвертичного суглинка в Центре и в Северной части Молдовы. Buletinul Institutului de geologie și seismologie al AȘM, N2, 2007, p. 31-39.
4. В.Е. Алексеев, В.В. Чербарь, А.Н. Бургеля и др. Сравнительная характеристика зональных гипергенных преобразований минералогического состава четвертичного суглинка на Севере Молдовы. Buletinul Institutului de geologie și seismologie al AȘM, N1, 2008, p. 43-51.
5. В.Е. Алексеев, В.В. Чербарь, А.Н. Бургеля, и др. Гипергенная зональная трансформация минералогии породообразующих силикатов четвертичных отложений Молдовы. Buletinul Institutului de geologie și seismologie al AȘM, N2, 2008, p. 62-71.
6. В.Е. Алексеев, В.В. Чербарь, А.Н. Бургеля, и др. Элювиальный процесс и размеры гипергенных потерь породообразующих силикатных минералов в покровных отложениях водоразделов Молдовы. Buletinul Institutului de geologie și seismologie al AȘM, N1, 2009, p. 19-28.
7. В.Е. Алексеев, В.В. Чербарь, А.Н. Бургеля, и др. Элювиальный процесс и баланс масс породообразующих силикатных минералов в покровных отложениях водоразделов Молдовы. Buletinul Institutului de geologie și seismologie al AȘM, N2, 2009, p. 99-108.

8. В.Е. Алексеев, В.В. Чербарь, А.Н. Бургеля, и др. Элювиальный процесс и гипергенная геохимическая трансформация силикатной части покровных отложений водоразделов Молдовы. Buletinul Institutului de geologie și seismologie al AȘM, N1, 2010, p. 52-60.
9. Treguer, P., Pondaven, P.. (2000): Silica control of carbon dioxide. *Nature* 406, 358–359.
10. Treguer, P., Nelson, D. M., van Bennekorn, A. J., DeMaster, D. J., Leynaert, A., Queguiner, B. (1995): The silica balance in the world ocean: a reestimate. *Science* 268, 375–379.
11. Ragueneau, O., Ragueneau, O., Treguer, P., Leynaert, A., Anderson, R. F., Brzezinski, M. A., De Master, D. J., Dugdale, R. C., Dymond, J., Fischer, G., Francois, R., Heinze, C., Maier-Reimer, E., Martin-Jezequel, V., Nelson, D. M., Queguiner, B. (2000): A review of the Si cycle in the modern ocean: recent progress and missing gaps in the application of biogenic opal as paleoproductivity proxy. *Glob. Planet. Change* 26, 317–365.
12. Yool, A., Tyrrell, T. (2003): Role of diatoms in regulating the ocean's silicon cycle. *Glob. Biogeochem. Cycl.* 17, 14–21.
13. Conley, D. J. (2002): Terrestrial ecosystems and the global biogeochemical silica cycle. *Global Biogeochem. Cycl.* 16, 1121–1129.
14. Berner, R. A. (1995): Chemical weathering and its effect on atmospheric CO₂ and climate, in White, A. F., Brantley, S. L. (eds.): *Chemical weathering rates of silicate minerals. Reviews of Mineralogy, Vol. 31, Mineralogical Society of America, Washington, D.C., pp. 565–583.*
15. Kump, L. R., Brantley, S. L., Arthur, M. A. (2000): Chemical weathering, atmospheric CO₂ and climate. *Annu. Rev. Earth Planet. Sci.* 28, 611–667.
16. Sommer M., Kaczorek D., Kuzyakov Ya., Breuer J. Silicon pools and fluxes in soils and landscapes—a review. *J. Plant Nutr. Soil Sci.* 2006, 169, 310–329.
17. Lucas, Y., Chauvel, A. (1992): Soil formation in tropically weathered terrains, in Butt, C. R. M., Zeegers, H. (eds.): *Handbook of exploration geochemistry, Vol. 4: Regolith exploration geochemistry in tropical and subtropical terrains. Elsevier, Amsterdam, pp. 57–77.*
18. Paquet, H., Clauer, N. (eds.) (1997): *Soils and sediments. Springer Verlag, Berlin.*
19. Stonestrom, D. A., White, A. F., Akstin, K. C. (1998): Determining rates of chemical weathering in soils – solute transport versus profile evolution. *J. Hydrol.* 209, 331–345.
20. Oh, N.-H., Richter, D. D. (2005): Element translocation and loss from three highly weathered soil-bedrock profiles in the southeastern United States. *Geoderma* 126, 5–25.
21. Brimhall, G. H., Chadwick, O. A., Lewis, C. J., Compston, W., William, I. S., Danti, K. J., Dietrich, W. E., Power, M. E., Hendricks, D., Bratt, J. (1991): Deformatial mass transport and invasive processes in soil evolution. *Science* 255, 695–702.
22. Teveldal, S., Jorgensen, P., Stuanes, A. O. (1990): Long-term weathering of silicates in a sandy soil at Nordmoen, southern Norway. *Clay Minerals* 25, 447–465.
23. Jersak, J., Amundson, R.G., Brimhall Jr., G. (1995): A mass balance analysis of podzolization: examples from the northeastern United States. *Geoderma* 66, 15–42.
24. Kirkwood, D. E., Nesbitt, H. W. (1991): Formation and evolution of soils from an acidified watershed: Plastic Lake, Ontario, Canada. *Geochim.Cosmoch. Acta* 55, 1295–1308.

25. Muir, J. W., Logan, J. (1982): Eluvial / illuvial coefficients of major elements and the corresponding losses and gains in three soil profiles. *J. Soil Sci.* 33, 295–308.
26. Schlichting, E., Blume, H.-P. (1962): Art und Ausma. der Veränderungen des Bestandes mobiler Oxide in Boden aus jungpleistozanen Geschiebemergel und ihren Horizonten. *Z. Pflanzenern., Dung. Bodenk.* 96, 144–156.
27. Flehmig, W., Folster, H., Tarrah, J. (1990): Stoffbilanzierung in einer Pseudogley-Parabraunerde aus Lo. unter Anwendung der IRPhasenanalyse. *Z. Pflanzenernähr. Bodenk.* 153, 149–155.
28. Anderson, S. P., Dietrich, W. E., Brimhall Jr., G. H. (2002): Weathering profiles, mass-balance analysis, and rate of solute loss: Linkages between weathering and erosion in a small steep catchment. *Geol. Soc. Am. Bull.* 114, 1143–1158.
29. Brimhall, G. H., Chadwick, O. A., Lewis, C. J., Compston, W., William, I. S., Danti, K. J., Dietrich, W. E., Power, M. E., Hendricks, D., Bratt, J. (1991): Deformatial mass transport and invasive processes in soil evolution. *Science* 255, 695–702.
30. Merritts, D. J., Chadwick, O. A., Hendricks, D. M., Brimhall, G. H., Lewis, C. J. (1992): The mass balance of soil evolution on late Quaternary marine terraces, northern California. *Geol. Soc. Am. Bull.* 104, 1456–1470.
31. Langley-Turnbaugh, S. J., Bockheim, J. G. (1998): Mass balance of soil evolution on late Quaternary marine terraces in coastal Oregon. *Geoderma* 84, 265–288.
32. White, A. F. (1995): Chemical weathering rates of silicate minerals in soils, in White, A. F., Brantley, S. L. (eds.): *Chemical weathering rates of silicate minerals. Reviews of Mineralogy Vol. 31*, Mineralogical Society of America, Washington D.C., pp. 407–461.
33. Anderson, S. P., Drever, J. I., Frost, C. D., Holden, P. (2000): Chemical weathering in the foreland of a retreating glacier. *Geochim. Cosmochim. Acta* 64, 1173–1189.
34. В.В. Беркгаут, М.П. Верба. Выветривание силикатов в почвах и миграция кремния в речных и подземных водах гумидных областей // *Почвоведение*. 1987. № 1. С. 88-97.
35. Справочник по климату СССР. Вып.11. Молд.ССР. Ч. II. Л.: Гидрометеоизд-во, 1965. 122 с.
36. Справочник по климату СССР. Вып. II. Молд.ССР. Ч. IV. Л.: Гидрометеоизд-во, 1968. 128 с.
37. Lucas, Y. (2001): The role of plants in controlling rates and products of weathering: importance of biological pumping. *Annu. Rev. Earth Planet Sci.* 29, 135–163.
38. Farmer, V. C., Delbos, E., Miller, J. D. (2005): The role of phytolith formation and dissolution in controlling concentrations of silica in soil solutions and streams. *Geoderma* 127, 71–79.
39. Derry, L. A., Kurtz, A. C., Ziegler, K., Chadwick, O. A. (2005): Biological control of terrestrial silica cycling and export fluxes to watersheds. *Nature* 433, 728–731.
40. Alexandre, A., Meunier, J. D., Mariotti, A., Soubies, F. (1999): Late holocene paleoenvironmental record from a latosol at Salitre (southern Central Brazil). Phytolith and carbon isotope evidence. *Quaternary Res.* 51, 187–194.
41. Delhon, C., Alexandre, A., Berger, J. F., Thiebault, S., Brochier, J. L., Meunier, J. D. (2003): Phytolith assemblages as a promising tool for reconstructing mediterranean Holocene vegetation. *Quaternary Res.* 59, 48–60.
42. В.Е. Алексеев. Состав, содержание и распределение по гранулометрическим фракциям обломочных минералов крупнее 0,001 мм в черноземах Молдавии //

- Генезис, география и классификация почв Молдавии. Кишинев, 1973. С.119-136.
43. Е.А. Ярилова. Минералогический состав чернозема Каменной степи и влияние на него искусственного насаждения и травопольных севооборотов. Вопросы травопольной системы земледелия, т.2. М., 1953.
44. В.Е. Алексеев. Микроморфология и минералогический состав черноземов Молдавии. Дисс. ... канд. географ. наук, Кишинев, 1971. 184 с.

Дата поступления в редакцию – 27 мая 2010

CZU 504.054

Bogdevici O., Cadociniov O., Izmailova D., Grigoraș M.

Evaluarea poluării cu PCB a solurilor de obiecte energetice

Abstract

The PCB (polychlorinated biphenyls) content in transformer oil more 50,0 mg/kg was detected by the inventory of energetic equipment on transformer station in some cases. The contaminated equipment was removed for the utilization. However the PCB pollution level in soil from that stations was not determined. The aim of this investigation was a determination of PCBs contamination level in soil from territories where equipment with high level of these substances in transformer oil was kept. The chemical analysis of PCBs was made by gas-chromatography on the equipment of Agilent Technologies (GC6890 equipped μ -ECD detector) by international normative documents.

The PCBs pollution level was determined in large interval 9,4 – 1419,5 mg/kg. The pollution spectrum is presented generally by “tri-“ and “tetrachlorobiphenils”. These compounds are presented 90 % of total PCBs contamination. “Penta-“, and „hexachlorobiphenyls” have 1 – 10 %. The pollution spectrum corresponds to PCBs mixture Aroclor1242. Soils with relative low PCBs content have a PCBs mixture Aroclor1254. This data correspond with previously obtained information about PCBs content in sediments of Nistru River. The pollution spectrum is similar for transformer station and sediments from Nistru River too. Thereby the fact of PCBs migration for the long distance from pollution sources was established. The obtained results showed a PCBs extreme contamination level in soil on investigated transformer stations. These sites produce a high risk level for the environment and public health. The monitoring program is required as near these sites as for all territory of Moldova Republic. The preventive and remediation actions should to be made on sites with extra high PCBs pollution level for the migration elimination and soil cleaning.

Резюме

При инвентаризации энергетического оборудования в Республике Молдова были установлены случаи содержания полихлоробифенилов (ПХБ) в трансформаторном масле более 50,0 мг/кг. Все загрязненное оборудование было вывезено для утилизации. Однако уровень загрязнения ПХБ в почвах на участках хранения этого оборудования не был определен. Целью этой работы было определения уровня загрязнения ПХБ в почве на территориях хранения энергетического оборудования с высоким содержанием этих веществ в трансформаторном масле. Определение ПХБ выполнялось методом газовой хроматографии на оборудовании фирмы Agilent Technologies (GC6890 с микродетектором электронного захвата) по международным нормативным документам.

Установлено, что уровень загрязнения ПХБ находится в широком интервале концентраций 9,4 - 14819,5 мг/кг. Спектр веществ в почвах с высоким уровнем загрязнения ПХБ представлен, в основном, группами «три-» и «тетрахлоробифенилов», которые составляют около 90 % всех ПХБ. За ними следуют «пента-» и «гексахлоробифенилов» (1,0 – 10,0 %). Обнаруженный спектр загрязнения соответствует смеси ПХБ Aroclor1242. Почвы, с относительно невысоким загрязнением, содержат смесь ПХБ Aroclor1254. Эти данные согласуются с ранее выполненными исследования содержания ПХБ в речных осадках Днестра. Спектр загрязнения ПХБ в речных осадках соответствует обнаруженному на трансформаторных станциях. Таким образом, установлен факт переноса этих токсических веществ на значительные расстояния. Полученные результаты свидетельствуют об экстремальном уровне загрязнения почв ПХБ на обследованных

станциях высокого напряжения. Эти участки представляют существенный риск для окружающей среды и здоровья населения. В связи с этим необходимо выполнять мониторинг загрязнения ПХБ как в непосредственной близости к трансформаторным станциям, так и по всей территории страны. На участках с высоким содержанием ПХБ необходимо выполнить мероприятия по устранению возможности переноса этих соединений, а также по очистке загрязненных почв.

Introducere

Poluanții organici persistenti (POP) includ 21 de substanțe care comportă un pericol major pentru sănătate și mediul înconjurător. Bifenilii policlorurați (PCB) ocupă un loc aparte în grupul POP. Ei au fost produși în multe din țările industrializate, fiind utilizați pe larg, în special datorită proprietăților lor dielectrice și izolatoare. Ei și-au găsit o aplicare largă în calitate de lichide hidraulice și termoizolante, în transformatoarele și condensatoarele electrice [1,2].

Ulterior, s-a realizat că PCB au un impact serios asupra sănătății și mediului natural, care include efecte cancerigene, afecțiuni ale funcției reproductive, modificări ale sistemului de imunitate, precum și pierderea diversității biologice. Convenția de la Stockholm prevede că întregul stoc existent de PCB și tot echipamentul contaminat cu PCB (mai mare de 50 mg/kg) să fie eliminat într-un mod ecologic sigur până în anul 2025.

În total, există 209 izomeri PCB care au aceeași structură organică de bază dar un număr variabil de atomi de clor în diferite poziții, însă doar circa 70 dintre ei au fost identificați în amestecurile existente pe piață. Cei mai importanți sunt izomerii cu numerele 28, 52, 101, 138, 153 și 180, în unele țări de asemenea izomerul 118. Ultimul este aproape de structura dioxinelor și – foarte probabil - este cancerigen [1,2].

În ultimul timp studiului nivelului de poluare cu PCB în diferite obiecte ale mediului înconjurător, bio-acumulării și riscului pentru animale și om, i se acordă o atenție din ce în ce mai mare [3-8]. În Germania au fost emise concentrații maxim-admisibile (CMA) pentru totalul de PCB în mărime de 0,20 mg/kg. Izomerii individuali de PCB (28, 52, 101, 138, 153, 180) nu trebuie să întrecă nivelul de 0,033 mg/kg [8]. În Republica Moldova CMA pentru suma de PCB în sol a fost determinat la nivelul de 0,10 mg/kg [9]. CMA pentru deșeuri constituie 50,0 mg/kg. Dacă concentrația în probă este mai mare decât această mărime, atunci obiectele cercetate se atribuie la deșeurile deosebit de periculoase.

În procesul inventarierii echipamentului electric din stațiile de transformatoare în Republica Moldova au fost depistate câteva sectoare unde a fost păstrat echipamentul contaminat [1]. Cu toate acestea, nivelul de poluare al solurilor la aceste stații, nu a fost studiat. După cercetările anterioare a fost determinat conținutul general de PCB în depunerii de fund al r. Nistru, care se găsește în intervalul 0,068 – 0,763 mg/kg [10]. Conținutul mediu al acestor precipitații spre aval începând de la principalii afluenți (Bâc, Răut) întrece foarte mult concentrația de PCB luată din probele cursului r. Nistru de mai sus. Conținutul de PCB în diferite obiecte ale mediului înconjurător a fost studiat pe exemplul centralei electrice de termificare CET-2 [11]. Scopul lucrărilor prezentate este determinarea nivelului de poluare al loturilor contaminate intens cu PCB în limita stațiilor electrice.

Metodologia

Principala metodă de determinare a PCB în diferite obiecte ale mediului înconjurător este *cromatografia cu gaz*. În această lucrare a fost utilizat cromatograful cu gaz GC 6890 al firmei Agilent Technologies echipat cu detectorul de captare al electronilor și metodologia comună a determinării analitice [12-16].

Prelevarea probelor Pentru efectuarea studiului au fost selectate 15 sectoare așezate în limitele stațiilor de transformare, unde se găsea echipamentul, care conținea PCB în ulei transformator mai mult de 50 mg/kg. Fiecare obiect studiat se fixa în sistemul de coordonate internaționale (WGS84). În cadrul fiecărui sector era selectată o probă complexă de sol din 5 – 10 puncte, unde anterior se afla echipamentul cu conținut mărit de PCB. Probele se aduceau în laborator, unde se uscau la temperatura de 20° C, au fost cernute prin sită de mărimea 1 mm și apoi omogenizate.

Chimicale și echipament. Toți reactivii (solvenți, eșantioanele standard) și gazele analitice au fost de o calitate deosebit de curată (pesticide grade) dobândite de la firmele Supelco-Aldrich, Agilent Technologies, Linda Gas. Pentru analiza cantitativă au fost folosite amestecurile de Aroclor, 1242, 1254, și amestecul a opt izomeri de PCB (18, 29, 31, 44, 52, 101, 118, 138, 149, 153, 180, 194). GC 6890 este dotat cu următoarele componente de bază: detector de captare al electronilor dotat la rândul său cu ⁶³Ni radioactiv; cameră de evaporare split–splitless; coloana capilară HP5. Parametrii metodei sunt reprezentați în Tab.1:

Tab.1

Parametrii sistemului GC 6890 pentru determinarea PCB-urilor

Elementele sistemului	Parametrii metodei
Camera evaporării	Split/splitless inlet; Split 5:1, 2 μl, temperatură 300°C
Coloana	HP-5: 30 m lungimea, 320 μm I.D., 0,25 μm film, max 325° C
Gazul purtător	He, 1,4 ml min ⁻¹ sau viteză medie 30 cm/sec, curent constant
Cuptor	Prima etapa: 100°C (1 min) cu 20°C/min pînă la 200°C (2 min); Doilea etapa: 200°C cu 10°C/min pînă la 280°C (2 min).
Detectorul	⁶³ Ni μECD, 320° C, N2 makeup gas, 60 ml min ⁻¹
Prelucrarea Datelor	ChemStation

Calibrarea instrumentului includea în sine determinarea sensibilității (I-SE) ca pantă a curbei de calibrare, liniaritatea (I-LI) ca coeficient de corelare între curba de calibrare și limita de detectare (IDL), care se determină ca o dereglare triplă standard a cinci repetări a celei mai mici soluții standard (3SD). Caracteristicile calibrării sunt reprezentate în Tab.2. Amestecurile de PCB Aroclor1242 și Aroclor1254 au fost calibrate pe minimum 15 substanțe și mărimea limitei de detectare a fost cea mai mare din toate componentele individuale.

Tab.2

Parametrii de calibrare GC 6890 pentru determinarea PCB

Substanța	Intervalul calibrării, μg/ml	ISE	ILI	IDL μg/kg
Aroclor1242	1,00 – 10,00			0,10
Aroclor1254	1,00 – 10,00			0,10
PCB 18	0,10 – 1,0	0,23	0,999	0,04
PCB 29	0,10 – 1,0	0,18	0,998	0,05
PCB 31	0,10 – 1,0	0,45	0,999	0,03
PCB 44	0,10 – 1,0	0,48	0,998	0,03
PCB 52	0,10 – 1,0	0,35	0,999	0,04
PCB 101	0,10 – 1,0	0,46	0,999	0,05
PCB 118	0,10 – 1,0	0,53	0,999	0,03
PCB 138	0,10 – 1,0	0,65	0,998	0,03
PCB 149	0,10 – 1,0	0,45	0,999	0,04
PCB 154	0,10 – 1,0	0,60	0,999	0,05
PCB 180	0,10 – 1,0	0,82	0,999	0,05
PCB 194	0,10 – 1,0	0,97	0,999	0,05

Rezultate și discuții

Amplasarea sectoarelor studiate este reprezentată pe fig.1. 10 obiecte (67% din cele studiate) au arătat o concentrație foarte mărită de PCB în sol (>50,0 mg/kg). Nivelul de poluare cu PCB se găsește într-un interval foarte larg de la 9,4 până la 14819,5 mg/kg și datele sunt reprezentate în tab.3. Conținutul de PCB este divizat în 7 clase, în dependență de cantitatea de atomii de clor din structura soluției (de la doi până la 8).

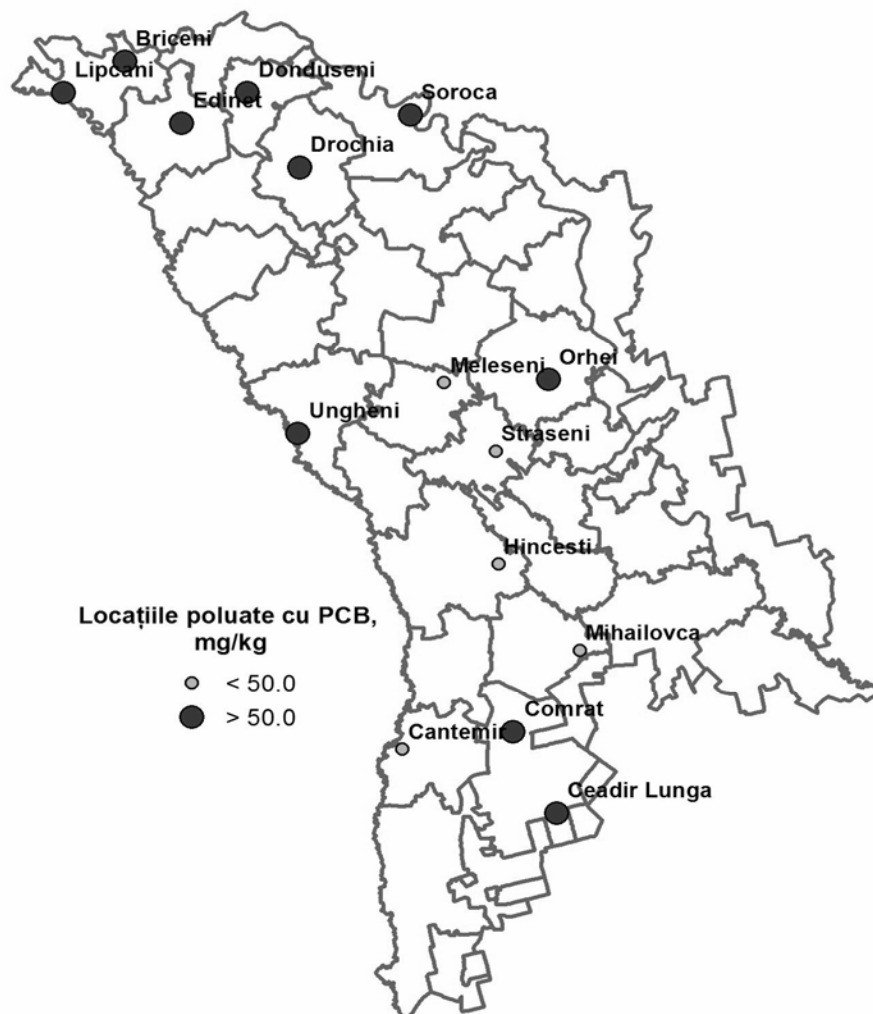


Fig. 1 Distribuția spațială a loturilor investigate și nivelul de poluare al solurilor.

Spectrul PCB coincide cu amestecul Aroclor1242 pentru stațiile transformatoare de înaltă tensiune “MolDELECTRICA”, ceea ce se confirmă prin distribuția PCBs individuali. Principalele două grupe (cca 90%) sunt tri – și tetrachlorobiphenyls. După care urmează Penta- și hexachlorobiphenyls (de la 1,0 până la 10,0 %). În felul următor se poate determina, că stațiile studiate dispun de aceeași structură de poluare cu PCB în sol. Aceste rezultate foarte bine se ilustrează în desenul 2, pe care este reprezentată structura de poluare a 10 sectoare cu conținut extremal de PCB în sol (mai mult de 50,0 mg/kg).

Tab.3

Concentrația PCB în probe de sol din loturile investigate (mg/kg)

Loturi	Concentrația PCB în probe pe clase, mg/kg							Total PCB,
	di-	tri-	tetra-	penta-	hexa-	hepta-	octa-	
Orhei	0,40	21,7	49,22	8,82	1,39	0,07	0,00	81,6
Straseni	0,42	3,74	7,81	3,80	0,37	0,01	0,00	16,1
Ungheni	2,42	1543,1	1984,0	218,5	44,29	1,68	0,42	3794,3
CeadirLunga	67,2	7965,6	5937,4	683,2	149,10	11,20	5,80	14819,5
Comrat	86,8	6681,5	5714,2	1155,8	181,32	9,42	0,84	13829,9
Hincesti	0,42	2,56	3,62	1,06	0,33	0,02	0,00	8,00
Soroca	18,6	2443,5	1568,8	162,2	15,45	0,85	0,21	4209,6
Drochia	0,28	160,2	232,1	34,44	5,17	0,31	0,07	432,6
Donduseni	4,80	3572,3	3475,6	408,2	45,15	3,65	1,00	7510,7
Edinet	0,56	171,3	241,9	33,0	4,26	0,17	0,07	451,3
Briceni	1,76	314,9	468,9	76,6	8,02	0,28	0,04	870,5
Lipcani	0,92	197,8	213,2	27,3	3,74	0,28	0,06	443,3
Meleseni	0,38	2,64	2,55	3,06	2,05	0,07	0,00	10,8
Cantemir	0,32	0,53	1,58	2,82	4,01	0,11	0,00	9,4
Mihailovca	0,33	7,74	6,62	1,27	0,19	0,01	0,00	16,2

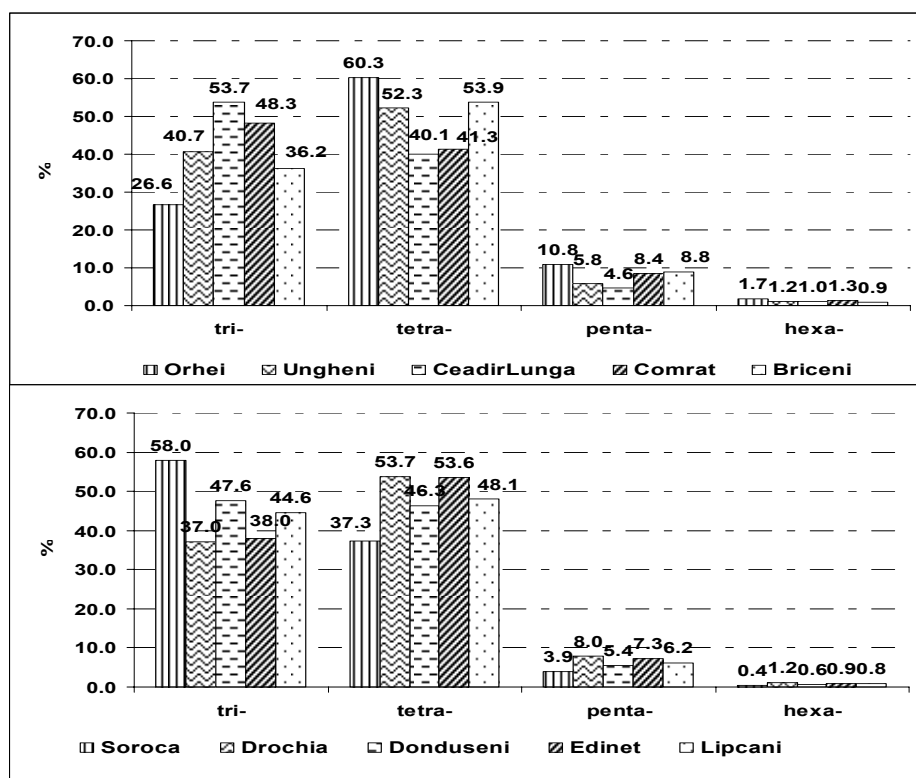


Fig. 2 Structura contaminării cu PCB a loturilor poluate intens (mai mult de 50,0 mg/kg)

Pe fig. 3 sunt prezentate exemple de cromatograme pentru extragerea din sol a exemplarului standard al amestecului de PCB Aroclor1242 selectat la stația „Orhei”. Aici

se notează identicitatea picurilor depistate pentru aceste cromatograme. Exemplarele selectate de la stația transformatoare “Union Fenosa” demonstrează un nivel mai mic de poluare a solului și un alt spectru de poluare. Aici solurile conțin în principal, Aroclor1254. Un asemenea spectru de poluare cu PCB s-a determinat și pentru nămolurile de epurare CET-2 [11]. Aici la fel principal amestec este PCB Aroclor1254.

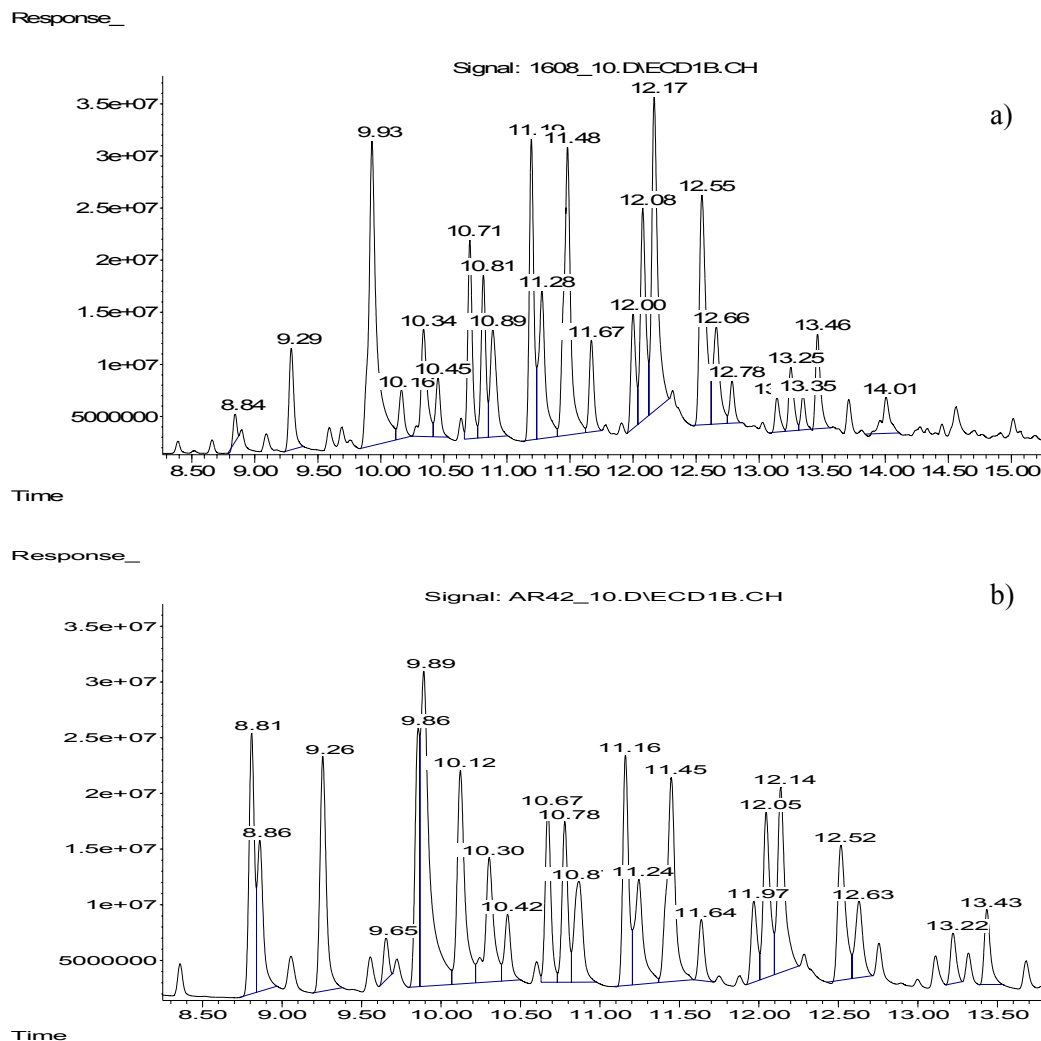


Fig.3 Cromatogramele extracției din sol ale stației “Orhei” (a) și soluției Aroclor1242 (b).

Structura poluării cu PCB a sedimentelor fluviatile ale r. Nistru, studiată anterior, deasemenea se caracterizează prin prezența PCB în cantitate mărită și anume a grupelor tri- și tetraclorobifenil (84 – 88%). Sectorul r. Nistru mai sus de cursul r. Bâc are un nivel de poluare cu PCB mai mic. Aici un rol deosebit în spectrul de poluare îl joacă grupa heptaclorobifenilii [10]. Astfel, se poate spune, că spectrul de poluare este apropiat de amestecul Aroclor1254.

Concluzii

În rezultatul cercetărilor efectuate a fost determinat un nivel înalt de poluare cu PCB în sol la obiectele electroenergeticii. Necâtând la faptul, că aceste obiecte sunt închise, a rămas un risc foarte important de contaminare cu PCB a loturilor agricole și a punctelor locative așezate prin apropiere. Conform proprietăților lor aceste soluții nu sunt solubile în apă și unica cale de migrație rămâne a fi transportul mecanic de către vânt cu particulele de sol, scurgerile de suprafață la căderea precipitațiilor atmosferice puternice, precum și factorul antropic.

Datorită proprietăților sale semi-volatile PCB în timpul fierbinte al anului pot să se evapore și să migreze pe o distanță mult mai mare în stratele superioare ale atmosferei. Rezultatele primite demonstrează faptul, că este necesar să se efectueze monitoringul poluării cu PCB în preajma obiectelor de energetică și să se desfășoare activitățile privind distribuția componentelor toxici.

Caracterul spectrului de poluare cu PCB, depistat la stațiile de transformatoare, permite compararea lui cu cercetările efectuate anterior privind determinarea PCB în sedimentele fluviatile ale r. Nistru. Aici se observă asemănarea componentelor de bază din probele selectate din cursul inferior al râului de la revărsarea afluenților principali. Astfel, are loc migrarea pe distanțe importante de la sursele de poluare.

Bibliografie

1. U. K. Wagner., F. Haas, E. Schneider (2009) Managementul Ecologic Sigur al Bifenililor Policlorurați: Ghid practic, „Garomound-Studio” SRL, 106 p.
2. Duca Gh., Cazac V., Gilca G. (2004) Poluanți organici persistenti, Chisinau, p. 52.
3. Guidelines for the Identification of PCBs and Materials Containing PCBs (1999) United Nations Environment Program, First Issue.
4. Brasher A. M. D., Wolff R. H. (2004) Relations Between Land Use and Organochlorine Pesticides, PCBs, and Semi-Volatile Organic Compounds in Streambed Sediment and Fish on the Island of Oahu, Hawaii Arch. Environ. Contam. Toxicol. 46, pp. 385–398.
5. Ma M., Feng Z., Guang C., Ma Y., Xu H., Li H. (2001) DDT, PAH and PCB in Sediments from the Zone of the Bohai Sea and the Yellow Sea. Marine Pollution Bulletin. Vol. 42, No 2, pp. 132-136.
6. Pham T.-T., Proulx S., Brochu Ch., Moore S. (1999) Composition of PCBs and PAHS in the Montreal Urban Community Wastewater and in the Surface Water of the st. Lawrence River (Canada). Water, Air, and Soil Pollution, 111, pp. 251–270.
7. Thompson S., Budzinski H., Le Menach K., and others (2002). Multi-residue analysis of polycyclic aromatic hydrocarbons, polychlorobiphenyls, and organochlorine pesticides in marine sediments Anal Bioanal Chem 372, pp. 196–204.
8. Lourencetti C., Navickiene S., Ribeiro M.L., Santiago-Silva M. (2004) Determination of Organochlorine Pesticides and Polychlorinated Biphenyls Residues in Municipal Solid Waste Compost by Gas Chromatography with Electron-Capture Detection. Chromatografia, 59, pp. 769–773.
9. Monitorul Oficial al Republicii Moldova (2000) Nr 112-114.
10. Sapozhnikova Y, Zubcov E, Zubcov N, Schlenk D. (2005) Occurrence of pesticides, polychlorinated biphenyls (PCBs), and heavy metals in sediments from the Dniester River, Moldova. Arch. Environ. Contam. Toxicol. Nov;49(4):439-48.

11. Bogdevich O.P., Cadocinicov O.P. (2005). Determination of PCBs in different matrices from Chisinau Power Plant 2. Buletinul Institutului de Geofizică și Geologie al AȘM, N 1.
12. RCRA Waste Sampling Draft Technical Guidance Planning, Implementation, and Assessment. (2002) United States, Environmental Protection Agency, Solid Waste and Emergency Response (5305W), EPA530-D-02-002, Office of Solid Waste www.epa.gov/osw
13. EPA Method 3500B: Organic Extraction and Sample Preparation
14. EPA Method 8081A (1996) Organochlorine Pesticides by Gas Chromatography, 44 pp.
15. SMV ISO 10382: 2002 Soil quality. Determination of organichlorine pesticides and polychlorinated biphenyls. Gas-chromatographic method with electron captures detection.
16. ISO 18287:2006 Soil quality -- Determination of polycyclic aromatic hydrocarbons (PAH). Gas chromatographic method with mass spectrometric detection (GC-MS).
17. SM GOST R 51209: 2006 Вода питьевая. Метод определения содержания хлорорганических пестицидов газожидкостной хроматографией

Primit la redacție 21 decembrie 2010

УДК: 544.723.21+661.183: 662.63

Слюсаренко В.В.^{*}, Болотин О.А., Самохвалов Н.И.

Исследования по очистке биотоплива при помощи адсорбентов

Abstract

We considered treatment of biofuels derived from rapeseed oil by transesterification of its methyl alcohol in the presence of a catalyst - potassium hydroxide KOH installation M8-CPB-01. Results of investigations of the effectiveness of certain types of sorbents prepared from bentonite clay from local sources of raw materials (deposits located in the Republic of Moldova), in comparison with a known adsorbent - silica gel.

Rezumat

Am considerat tratamentul de biocombustibili derivate din ulei de rapiță, prin transesterificarea de alcool metilic în prezența unui catalizator - hidroxid de potasiu KOH instalare M8-CPB-01. Rezultatele investigațiilor a eficacității anumitor tipuri de sorbenți preparate din lut bentonita din surse locale de materii prime (depozite localizate în Republica Moldova), în comparație cu un cunoscut adsorbant - gel de siliciu.

Резюме

В работе рассмотрен вопрос очистки биологического топлива, полученного из рапсового масла путём переэтерификации его метиловым спиртом в присутствии катализатора – гидроокиси калия KOH на установке M8-КПБ-01. Приведены результаты исследований эффективности применения некоторых видов сорбентов, полученных из бентонитовых глин месторождений Республики Молдова, в сравнении с известным адсорбентом – силикагелем.

Введение

Полученное в результате проведения реакции переэтерификации рапсового масла метанолом в присутствии катализатора – гидроокиси калия KOH биологическое топливо – биодизель имеет в своём составе остатки катализатора, метилового спирта и влаги, которые отрицательно влияют на качество полученного биотоплива. Традиционная технология очистки биодизеля от данных загрязнений предполагает целый ряд последовательных технологических операций: промывку дистиллированной водой, нейтрализацию при помощи кислот, осушку. Перспективным направлением, позволяющим эффективно решить эту проблему, является применение адсорбентов.

Бентонитовые глины в качестве адсорбентов давно и эффективно применяются в различных технологических процессах. Отдельные разновидности бентонитов применяются как адсорбент в природном виде. Другие разновидности, обычно щелочноземельные, легко подвергаются активации минеральными

^{*} А.О.Алиментармаш, республика Молдова

кислотами и другими способами, в результате чего значительно повышаются их сорбционные свойства. [1].

В нашей работе для очистки биологического топлива испытывались плиоценовые бентониты юго-запада Молдовы месторождения Ларгуца, которые сложены кальциевой формой монтмориллонита, гидрослюдой, смешанослойными образованиями, хлоритом и каолинитом [2]. Другое месторождение бентонитов (Проданешты), которое было опробовано нами, расположено на севере республики во Флорештском районе [3,4]. Бентонитовые глины Проданештского месторождения по данным рентген-диффрактометрии являются мономинеральными образованиями и сложены монтмориллонитом [5].

Материалы и методы

Для исследований были представлены следующие материалы:

- 1) Биодизель из рапсового масла, полученный на установке М8-КПБ-01 (4 пробы по 100 мл). Температура испытаний -- +25°C. Данные биодизеля: $n_d^{25}=1,4570$; $pH=8,5-9$; $K_v=0,25$ мг КОН/г.
- 2) Бентонитовые глины:
 - 2.1 Месторождение Проданешты Флорештского района. Образцы №1 и №3, фракции $f=0,1$ мм, подвергнутые механической активации (нагрев, выдержка при определенной температуре, охлаждение до комнатной температуры, измельчение на дезинтеграторе). Разница между 1 и 3 образцом состоит в том, что в образце №3 больше процентное содержание натриевых солей (на 4-5%). Использованы по одной навеске в 3 г каждая.
 - 2.2 Месторождение Ларгуца Кантемирского района. Образец №2, фракция $f=0,1$ мм, подвергнут механохимической обработке (обработан 3-% раствором натриевых солей, высушен и измельчен). Использована одна навеска 3г.
- 3) Силикагель (для сравнения)
Образец №4, фракция $f = 5 - 17$ мкм, производитель – ООО «Имид», поставщик – ООО «Экохимия».

Целью исследований являлась определение скорости проведения реакции нейтрализации биодизеля вышеуказанными адсорбентами.

Методика проведения исследований заключалась в следующем. Пробы биодизеля, помещённые в стеклянные колбы $v=0,5$ дм³ смешивались с навесками адсорбентов путем добавления их в биодизель и энергичного перемешивания их в течение 30 секунд при помощи механической мешалки. Затем, используя pH -метр и секундомер, измерялось время достижения pH раствора значения 7, т.е. нейтрального значения.

Затем образцы биодизеля, обработанного адсорбентами, подвергались фильтрованию через фильтр «синяя лента». По окончании фильтрования в полученных образцах проводилось определение показателей преломления при помощи лабораторного рефрактометра RL-4 (Польша).

Результаты и дискуссии

Время фильтрации составило: для проб №№1-3 –8 часов, для пробы №4 – 2 ч. В результате фильтрования был получен чистый, прозрачный биодизель, без видимых механических включений.

Полученные данные приведены ниже (таб.1).

Таб.1

Результаты испытаний адсорбентов

Наименование адсорбента	Количество адсорбента, г	Время обработки, мин	Результаты испытаний	
			<i>pH</i>	n_d^{25}
Образец №1	3	Нейтрализация 2 мин	7	1,4570
Образец №2	3	Нейтрализация 5 мин	7	1,4570
Образец №3	3	Нейтрализация 3 мин	7	1,4576
Образец №4	3	Нейтрализация 1 мин	7	1,4570

По полученным данным была построена диаграмма сравнительного анализа адсорбентов для очистки биодизельного топлива (рис.1).

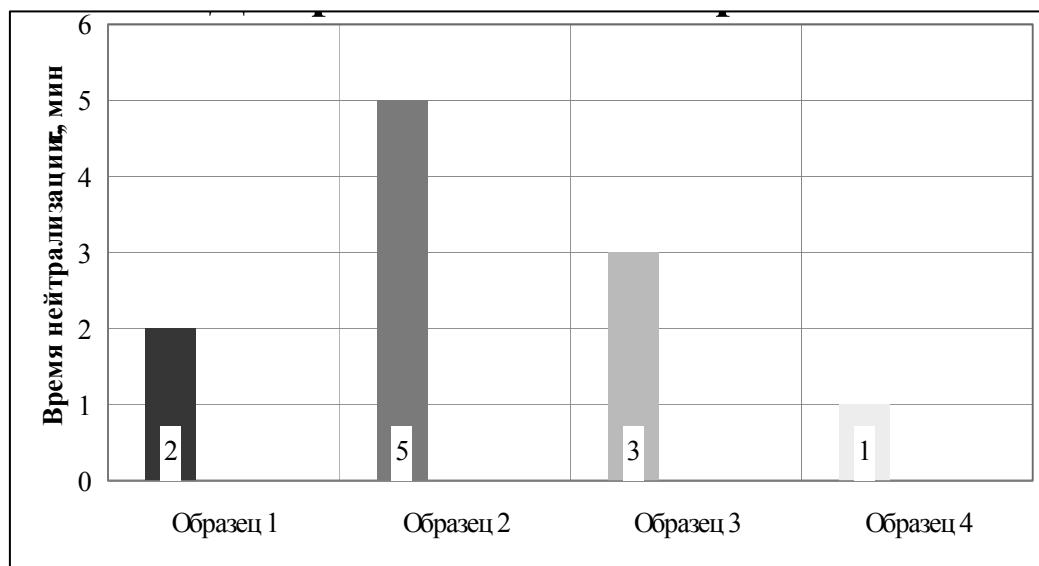


Рис. 1. Диаграмма сравнительного анализа адсорбентов для очистки биодизеля

Выводы

В результате проведенных исследований установлено:

- По полученным показателям по времени очистки наилучшие значения показал образец №4 (силикагель) -1 мин, затем следуют образцы №№ 1, 3 и 2.
- В связи с высокой стоимостью силикагеля (1 кг – 100\$ USA) его применение ограничено.
- Рекомендуется для проведения очистки биодизеля (а, следовательно, и для очистки растительных масел) использовать бентониты месторождения с. Проданешты Флорештского района, как показавшие наилучшие результаты.

Литература

1. Лыгина Т.З., Сабитов А.А., Трофимова Ф.А. Bentonиты и бентонитоподобные глины, Казань, ФГУП «ЦНИИ геолнеруд», 2005. с. 25-28.
2. Болотин О.А. Минералогия и физико-химические свойства плиоценовых бентонитов юга Молдавии: Автореферат канд. дисс. – Киев, 1987. – 23 с.
3. Попович В. Отчёт: «О детальной разведке Проданештского месторождения бентонитовых глин» МТГФ № 1992, Кишинёв, 1976.
4. Покутная М.П. Отчёт: «Оценка пригодности бентонитовых глин Молдавии для местной промышленности» МТГФ № 1583, Кишинёв, 1971.
5. Жеру М.И. Глинистые образования Молдавии. Издательство «Штиинца». Кишинёв, 1978.

Дата поступления в редакцию – 19 декабря 2010

CZU 556.56 (478.9)

Melniciuc O.N¹, Arnaut N.A, CalmicL. I.²

Determinarea normei componentelor subterane și de suprafață a scurgerii anuale, având ca exemplu râurile din nordul Republicii Moldova.

Abstract

The new regional and genetic hydrology - climatic models of annually water runoff norm calculation is proposed for the unstudied rivers of the Republic of Moldova. These models are based on the genetically theory of runoff formation. Numerical data were obtained for 13 small rivers, which are located in the north part of the country. Calculated norms and analysis of the accuracy permit mapping of these parameters for studied territory.

Rezumat

În baza concepției genetice a formării scurgerii acvatică a râurilor nestudiate din Moldova, sunt propuse modele regionale noi de determinare a normei scurgerii anuale - genetică și hidro-climatică. Calculele cantitative din modelele evidențiate au fost efectuate în baza a 13 râuri mici din zona de nord a Moldovei. Valorile obținute ale normei scurgerii anuale de suprafață și subterană și analiza preciziei lor, permite efectuarea cartării acestor valori în limitele bazinelor hidrografice studiate ale acestor râuri.

Резюме

На основе генетической концепции формирования стока воды для неизученных рек Молдовы предлагаются новые региональные модели определения нормы годового стока - генетическая и гидролого-климатическая. Количественные расчеты по отмеченным моделям выполнены на примере 13 малых рек северной зоны Молдовы. Полученные величины нормы поверхностного и подземного годового стока и анализ их точности, позволяют выполнить картирование этих величин в пределах исследованных водосборов рек.

Introducere

Pentru determinarea valorilor medii multianuale (norme) a scurgerii anuale reale a râurilor nestudiate din Moldova, se recomandă utilizarea noilor elaborări regionale, bazate pe concepția genetică de formare a scurgerii, (Befani, Melniciuc[1,2,7], Lalăchin [5], Gopcenco [3], Loboda [6]). Conform autorilor menționați valorile medii multianuale a scurgerii anuale reale, pentru orice bazin hidrografic, poate fi evaluat prin două formule – genetică și hidro-climatică. În legătură cu aceea, că impactul factorilor azonali și intrazonali în mod diferit acționează asupra componentelor subterane și de suprafață a scurgerii anuale, se propun și două modele de calcul.

¹ Institutul de Ecologie și Geografie al AȘM

² “ACVAproiect”, Republica Moldova

Materiale și metodică

Esența abordării metodice se bazează pe evidența separată a influenței factorilor azonali și intrazonali atât asupra componentei de suprafață a scurgerii anuale, cât și asupra celei subterane. Acest fapt este legat de direcții diferite a influenței acestor factori asupra componentelor genetice studiate ale scurgerii fluviale.

Modelul genetic

Analiza elementelor bilanțului hidrologic în condițiile dispunerii în mai multe straturi a apelor subterane cu o adâncime de drenare diferită, duce la o formă generalizată a bilanțului hidrografic anual, exprimat prin ecuația cunoscută:

$$Y_0 = \bar{Y}'_{nat} + \bar{U}_f, \quad (1)$$

unde:

Y_0 - norma scurgerii zonale;

\bar{Y}'_{nat} - norma componentei de suprafață a scurgerii anuale;

\bar{U}_f - norma componentei subterane a scurgerii anuale.

a) componenta de suprafață (mm/an):

$$\bar{Y}_{re} = \bar{Y}'_{nat} \delta_{pd} \times \delta_{ml} \times \delta_F, \quad (2)$$

unde:

δ_{pd} - coeficient de corecție în cazul impactului împăduririi bazinului hidrografic;

δ_{ml} - coeficientul de corecție în cazul impactului înmlăștinirii;

δ_F - coeficientul de corecție, ce estimează modificarea spațială a normei scurgerii de suprafață.

Coeficientul δ_{pd} se calculează prin formula:

$$\delta_{pd} = 1 - 0,4 \times \beta_{pd} + 0,1 \times \beta_{pd}^2, \quad (3)$$

unde β_{pd} - cota suprafeței pădurii în bazinul râului.

Coeficientul δ_{ml} poate fi calculat prin relația:

$$\delta_{ml} = 1 - \alpha_{ml} \times k_e \frac{\omega_{ml}}{F}, \quad (4)$$

unde:

α_{ml} - raportul dintre evaporarea în exces de pe suprafața înmlăștinată, față de aceeași cantitate de pe suprafața apei, și se evaluează conform tab. 1;

k_e - excesul de apă de pe suprafața acvatică față de evaporarea de pe uscat, exprimat în părți față de norma scurgerii climatice $k_e = (E_m - E_0) / Y_{CL}$;

ω_{ml} - suprafața înmlăștinată de pe teritoriul bazinului hidrografic, km²;

F - suprafața bazinului hidrografic a râului, km²

Valoarea coeficientului δ_F , poate fi determinat prin formula:

$$\delta_F = 1,58 \cdot F^{-0,06} \quad (5)$$

Tab.1

Raportul dintre evaporarea în exces de pe suprafața înmlăștinată și suprafața acvatică

Categoria mlaștinei	α_{ml}
De pantă-cumpană	1,2-1,3
De luncă	0,9-1,0
Plauri	1,5

b) *modelul scurgerii subterane(mm/an)*:

$$\bar{Y}'' = \bar{U}_f \times \delta'_{pd} \times \varphi, \quad (6)$$

aici:

\bar{U}_f – norma zonală de infiltrare în apele freatice, mm/an;

δ'_{pd} - coeficientul, prin care se ia în considerație impactul pădurii asupra componentei subterane a scurgerii anuale.

$$\delta'_{pd} = (1 + \kappa_{pd} \beta_{pd}), \quad (7)$$

unde:

κ_{pd} - coeficientul, ce caracterizează modul de împădurire a teritoriului (păduri foioase, de conifere, amestecate), având valoarea de 0,7.

Importanța argumentului hidrogeologic φ ce caracterizează integritatea alimentației subterane a râului se aproximează prin ecuația tangenței hiperbolice, ca funcție dintre grosimea tuturor straturilor acvatice ale apelor freatice din zona de drenare H_{st} și adâncimea maximă de drenare H_d , adică $a_G = H_{st} / H_d$ și valoarea suprafeței critice a bazinului hidrografic, unde își ia începutul alimentația subterană F_{1kp} , km²,

$$\varphi = th \left[a_G \left(\frac{F}{F_{1cr}} - 1 \right)^{0,25} \right]. \quad (8)$$

Scurgerea anuală reală totală reprezintă suma ecuațiilor (2) și (6)

$$Y_{0(re)} = (\bar{Y}'_{re} + \bar{Y}''_{re}) \delta_{car}, \quad (9)$$

unde δ_{car} - coeficientul impactului fenomenelor carstice asupra scurgerii; (fig.1)

Din graficul prezentat mai sus în figura 1 constatăm, că în cazul aceleiași valori a stratului scurgerii climatice, scurgerea subterană a bazinului hidrografic cu fenomene carstice este mai mare decât scurgerea din zonele unde lipsesc acestea.

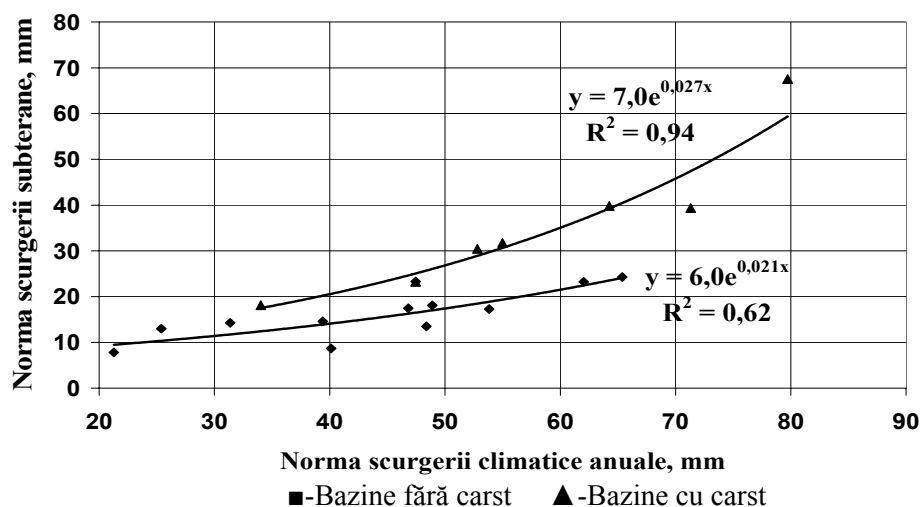


Fig.1. Dependența normei alimentației subterane de norma scurgerii climatice anuale

Aceasta corespunde principiilor fizice a alimentării subterane a râurilor din zonele carstice. Cantitativ această majorare este prezentată în tab. 2.

Tab.2

Valorile coeficientului δ_{car} în dependență de norma scurgerii climatice

Y_{CL} , mm	10	20	30	40	50	60
δ_{car}	1,3	1,4	1,5	1,6	1,7	2,0

Modelul hidro-climatic

Modelul hidro-climatic în corespundere cu concepția lui Mezențev V. [5] și Loboda N. [6] este pentru determinarea scurgerii reale anuale totale:

$$\bar{Y}_{0(re)} = \bar{x}_0 - \bar{E}_m \left[1 + \left(\frac{\bar{E}_m}{\bar{x}_0} \right)^{-n} \right]^{-1/n} K_Y \quad (10)$$

sau:

$$\bar{Y}_{0(re)} = \bar{Y}_{CL} K_Y \quad (11)$$

aici:

\bar{E}_m - valoarea medie multianuală a evaporării maxime posibile, mm;

\bar{x}_0 - norma precipitațiilor anuale, mm;

Y_{CL} - norma scurgerii totale (zonale sau climatice);

K_Y - coeficientul trecerii de la scurgerea climatică la scurgerea naturală se efectuează conform relațiilor, recomandate pentru râurile din câmpiile Moldovei, cât și pentru câmpiile din zona de silvostepă a Ucrainei [6] în dependență de mărimea suprafeței bazinelor hidrografice;

$n = 3$.

În cazul dacă $F < 1000 \text{ km}^2$:

$$k = 2,4 - 0,7[\lg(F + 1) - 1] \quad (12)$$

În cazul dacă $F \geq 1000 \text{ km}^2$:

$$k = 1 \quad (13)$$

Realizarea și implementarea practică a calculelor prezentate pentru râurile din Moldova, insuficient studiate, poate fi efectuată cu condiția evaluării componentelor de bază ($\bar{Y}_{nat}, \bar{U}_f, \bar{Y}_{CL}$), ce sunt utilizați în formulă (2), (6) și (11) cu scopul modelării lor spațiale și prelucrării cartografice.

Anterior am consemnat, că în afară de informația generalizată hidrologică climaterică directă (datele monitorizării resurselor acvatice a râurilor și componentele termoenergetice) sunt necesare materiale suplimentare despre morfometria și hidrografele bazinelor râurilor, unde funcționează rețeaua de măsurări hidrometrice. Datele în cauză trebuie să cuprindă:

1. Valoarea suprafeței bazinului hidrografic până la gura de vărsare, km^2 ;
2. Înclinațiile medii ale bazinului hidrografic, $\%^0$;
3. Valorile densității medii ale rețelei fluviale ale bazinului hidrografic, km/km^2 ;
4. Cota de împădurire a bazinului, $\%$;
5. Cota de înmlăștinire a suprafeței bazinului, $\%$;
6. Cota de carstificare a suprafeței bazinului $\%$;
7. Date cartografice și statistice referitor la suprafețele critice ale bazinelor hidrografice, unde își ia începutul alimentația subterană F_{1cr} , km^2 .

În materialele publicate [4] informațiile despre caracteristicile nominalizate sunt prezentate pentru anii 1975-80 (anexa 1, tab. 4). Ele pot fi considerate parțial depășite de timp și necesită să fie verificate.

Rezultate și analiză

Norma componentei de suprafață a scurgerii naturale.

În corespundere cu formula (2) valoarea scurgerii poate fi stabilită prin recalcul, utilizând ecuația:

$$\bar{Y}'_{nat} = \frac{\bar{Y}_{re}}{\delta_{pd} \times \delta_{ml} \times \delta_F} \quad (14)$$

Referitor la prima zonă peisagistică «Podișurile și câmpiile Moldovei de Nord» în tab. 3 sunt prezentate date și rezultate a determinării normelor componentei de suprafață a scurgerii naturale conform formulei (14). În corespundere cu aceste date factorii intrazonali și cei azonali exercită un impact slab asupra componentei de suprafață a scurgerii anuale, datorită faptului, că acțiunile lor reciproc se compensează, fapt ce rezultă din structura formulelor (3) și (5). Cu toate acestea modelarea cartografică a componentei formulei (14) este posibilă în condițiile excluderii impactului asupra ei a factorilor antropogeni și în primul rând, construcția bazinelor de acumulare, sistemelor de aprovizionare cu apă și canalizare.

Tab.3

Determinarea componentei de suprafață a scurgerii anuale
pentru podișurile și câmpiile Moldovei de Nord

Râul – punct de măsurări	Suprafața (km ²)	\bar{Y}_{re} , mm	β_{pd}	ω_{ml} , %	δ_{pd} , formula (3)	δ_F , formula (5)	\bar{Y}'_{nat} , formula (14) mm
Vilia - s. Balasinești	261	32	0,14	0	0,95	1,13	31
Draghiște - s. Trinca	225	41	0,10	0	0,96	1,14	40
Ciuhur - s. Bîrlădeni	168	25	0,15	0	0,94	1,16	24
Camenca - s. Cobani	287	37	0,08	0	1,00	1,13	33
Căldărușa - s. Cajba	79,5	39	0,14	0	1,00	1,22	38
Delia - s. Pârlița	125	43	0,08	0	1,00	1,18	36
Ciorna - s. Ciorna	307	34	0,18	0	0,93	1,12	33
Răut - or. Bălți	1080	25	0,01	0	1,00	1,04	24
Răut - or. Florești	3400	11	0,02	0	1,00	0,97	10
Răut - s. Căzănești	4440	25	0,02	<1	0,99	0,95	24
Răuțel - s. Răuțel	95,5	34	0,01	0	1,00	1,20	28
Cubolta - s. Cubolta	869	24	0,04	0	0,98	1,05	23
Căinari - s. Sevirova	468	22	0,02	0	0,99	1,09	21
Camenca - s. Gvozdeva	172	45	0,02	0	0,99	1,16	39
Pohoarna - s. Domuljeni	30	43	0,02	0	0,99	1,29	33

Prelucrarea statistică a datelor finale \bar{Y}'_{nat} prin unirea bazinelor hidrografice ne arată, că eroarea probabilă ϵ a valorii medii, ce constituie 29 mm, nu depășește $\pm 10\%$, adică $\bar{Y}'_{nat} = 29 \pm 2$ mm (tab. 4). Astfel de rezultat, indică la posibilitatea raionării și obținerii, pentru zona studiată, valoarea $\bar{Y}'_{nat} = 29,1$ mm/an.

Tab.4

Rezultatele evaluării normei componentei de suprafață a scurgerii anuale \bar{Y}'_{nat} pentru grupul de bazine hidrografice a zonei «Podișurile și câmpiile Moldovei de Nord»

Numărul bazinelor, n	15
Media, \bar{Y}'_{nat} , mm	29
Standard, mm	8
Coefficientul de variație, Cv	0,28
ϵ %	7
ϵ , mm	2

Norma componentei subterane a scurgerii anuale

Problema determinării se reduce la rezolvarea modelului (6), din care reiese, că norma zonală de infiltrare în apele subterane, \bar{U}_f se determină prin relația:

$$\bar{U}_f = \frac{\bar{Y}_{re}''}{\delta_{pd}' \times \varphi} \quad (15)$$

Valoarea scurgerii subterane medii multianuale \bar{Y}_{re}'' este componenta de bază, în baza căreia, conform ecuației (15), se stabilește norma infiltrației în apele subterane,

reprezentând caracteristica zonală a scurgerii subterane și este supusă modelării cartografice în limitele bazinelor hidrografice studiate. Datele ce caracterizează scurgerea subterană sunt prezentate în tab. 5.

Tab.5

Determinarea componentei subterane a scurgerii anuale
pentru podișurile și câmpiile Moldovei de Nord

Râu – punct de măsurări	Suprafața, km ²	\bar{Y}_{re} , mm	β_{pd}	δ'_{pd} , formula (3)	F_{kp} , km ²	a_G	φ , formula (8)	\bar{U}_f , mm formula (15)
Vilia - s. Balasinești	261	39	0,14	1,10	2,44	0,5	0,88	41
Draghiște - s. Trinca	225	24	0,10	1,07	2,10	0,5	0,83	27
Ciuhur - s. Bîrlădeni	168	32	0,15	1,11	1,76	0,5	0,92	32
Camenca - s. Cobani	287	17	0,08	1,06	5,14	0,5	0,88	18
Căldărușa - s. Cajba	79,5	23	0,14	1,10	2,53	0,5	0,83	25
Delia - s. Pârlița	125	12	0,08	1,06	16,3	0,5	0,67	17
Ciorna - s. Ciorna	307	34	0,18	1,13	3,72	0,5	0,91	33
Răut - or. Bălți	1080	15	0,01	1,01	9,58	0,4	0,86	17
Răut - s. Căzănești	4440	25	0,02	1,01	4,94	0,3	0,93	27
Răuțel - s. Răuțel	95,5	26	0,01	1,01	3,19	0,5	0,82	31
Cubolța - s. Cubolța	869	40	0,04	1,03	8,45	0,5	0,92	42
Căinari - s. Sevrova	468	30	0,02	1,01	8,2	0,5	0,88	34
Camenca - s. Gvozdeva	172	25	0,02	1,01	5,5	0,5	0,83	30
Pohoarna - s. Domulgeni	30	20	0,02	1,01	2,74	0,5	0,71	28

Raionarea suprafețelor critice, ce dau începutul alimentației subterane a râurilor din nordul Moldovei, este prezentată în fig.2.

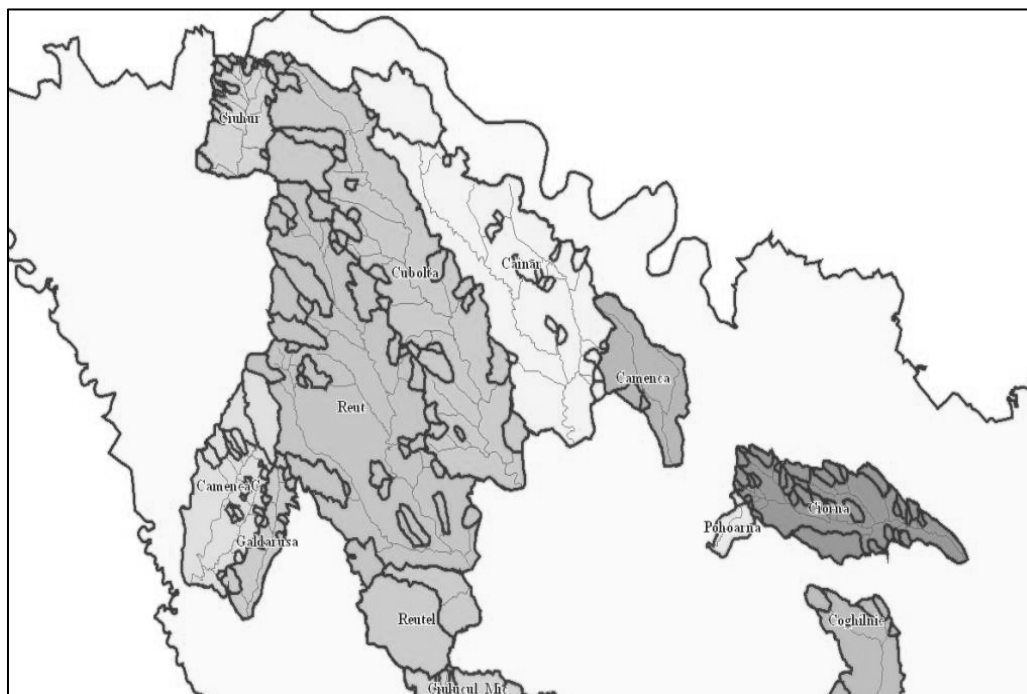


Fig.2 Raionarea suprafețelor critice F_{kp} , ce dau începutul alimentației subterane a râurilor

Tab.6

Rezultatele evaluării normei de infiltrație \bar{U}_f pentru bazine hidrografice din zona cu podișuri și câmpii din nordul Moldovei

Numărul bazinelor, n	15
Media \bar{U}_f , mm	28
Standard, mm	9
Coefficientul de variație, Cv	0,32
$\acute{\epsilon}$, %	7
ϵ , mm	2

Astfel, scurgerea anuală totală, adusă la condiții naturale, trebuie să fie constituită din norma componentei de suprafață \bar{Y}_{nat} (tab.3) și norma de infiltrare în apele subterane \bar{U}_f (tab.5) și se determină prin ecuația:

$$\bar{Y}_{0(nat)} = \bar{Y}_{nat} + \bar{U}_f. \quad (16)$$

Rezultatele acestor calcule, utilizate la studiul celor 15 bazine hidrografice, ce reprezintă zona de silvostepă a Moldovei, sunt prezentate în tab. 7.

Tab.7

Rezultatele calculelor componentelor de suprafață și subterană a scurgerii anuale pentru râurile din zona de nord a Moldovei

Râu – punct de măsurări	Suprafața, km ²	\bar{Y}_{nat} , mm formula (14)	\bar{U}_f , mm formula (15)	$\bar{Y}_{0(nat)}$, mm formula (16)
Vilia - s. Balasinești	261	31	41	72
Draghiște - s. Trinca	225	40	27	67
Ciuhur - s. Bîrlădeni	168	24	32	56
Camenca - s. Cobani	287	33	18	51
Căldărușa - s. Cajba	79,5	38	25	63
Delia - s. Pârlița	125	36	17	53
Ciorna - s. Ciorna	307	33	33	66
Răut - or. Bălți	1080	24	17	41
Răut - or. Florești	3400	10	17	27
Răut - s. Căzânești	4440	24	27	51
Răuțel - s. Răuțel	95,5	28	31	59
Cubolta - s. Cubolta	869	23	42	65
Căinari - s. Sevrova	468	21	34	55
Camenca - s. Gvozdeva	172	39	30	69
Pohoarna - s. Domuljeni	30	33	28	63

Concluzii

Rezultatele prezentate permit de concluzionat următoarele:

- valoarea normei de infiltrare a scurgerii subterane pentru majoritatea râurilor mici din nordul Moldovei depășește norma scurgerii de suprafață. Acest fapt este condiționat de răspândirea largă a fenomenelor carstice pe teritoriul bazinelor lor hidrografice.
- calculele efectuate asupra componentelor scurgerii anuale ale râurilor în cauză, permit efectuarea cartării normei scurgerilor de suprafață și subterane în limita bazinelor hidrografice date.
- valorile calculate ale parametrului hidrogeologic a_G , obținute în mod indirect, întrucâtva majorează valoarea normei de infiltrare. În legătură cu acest fapt, este necesară utilizarea de date mai complete despre grosimea sumară a straturilor acvifere, ce au un rol esențial la evaluarea normei de infiltrare.

Bibliografie

1. Бефани А.Н. Основные положения теории стока подземных вод. Сб. работ по гидрологии, № 1, 1959.
2. Бефани А.Н., Мельничук О.Н. Расчет нормы временных водотоков и горных рек Украинских Карпат. Тр. УкрНИГМИ, вып. 69, 1967.
3. Гопченко Е.Д., Лобода Н.С.. Водные ресурсы северо-западного Причерноморья (в естественных и нарушенных антропогенной деятельностью условиях.), Киев, КНТ, 2005, 192 с.
4. Государственный водный кадастр. Основные гидрологические характеристики. Том 6, Украина и Молдавия. Выпуск 1. Западная Украина и Молдавия. Ленинград, Гидрометеоиздат, 1980, 653 с.
5. Казак В., Лалыкин Н.В. Гидрологические характеристики малых рек Молдовы и их антропогенные изменения. Кишинев, 2005, 208 с.
6. Лобода Н.С. Расчеты и обобщения характеристик годового стока рек Украины в условиях антропогенного влияния. Одесса «Экология», 2005, 208с.
7. Мельничук О.Н. Генетические компоненты нормы годового стока малых рек Молдовы // Lucrări științifice vol. 6. Hidromeliorație, Chișinău.-1998, с.44-53.

Primit la redacție 29 decembrie 2010

УДК (478.9).55(1)

*Романов Л.Ф., Билык А.Н.**

Проблемы геологии Молдовы

Для устойчивого развития отраслей народного хозяйства Республики необходимым являются минерально-сырьевые ресурсы ее недр. Их освоение и разведка требуют серьезных научных подходов и применение современной техники и технологий.

Полезные ископаемые – важная составная часть природных ресурсов, важная основа развития государства. Разведка и использование полезных ископаемых должны рассматриваться как государственная стратегия продолжительного развития.

Бытует мнение среди неспециалистов и некоторых «геологов», что запасы и виды минерального сырья в Республике невелики. Но даже перечисление видов полезных ископаемых, разведанных на территории Молдовы, свидетельствует об обратном.

Основу минерально-сырьевой базы Молдовы составляют нерудные полезные ископаемые, среди которых преобладают: карбонатные, кремнистые и глинистые породы, песчано-гравийные смеси, гипсы, граниты и габбро, песчаники и др. Все они относятся к невозобновляемым природным ресурсам и при интенсивной отработке месторождений запасы их истощаются и поэтому требуют охраны недр и рационального использования.

В Молдове пока нет разведанных металлических полезных ископаемых, хотя их проявления имеются (Север Молдовы).

На сегодняшний день окончательно не выяснены перспективы на углеводородное сырье, но на государственном балансе числятся Валенское месторождение нефти и Викторовское месторождение горючего газа.

Сводными отчетными балансами запасов полезных ископаемых по состоянию на 01.01.2010 г. учитываются разведанные и разрабатываемые месторождения по 17 видам нерудных полезных ископаемых, а так же месторождение нефти (Валенское) и горючего газа (Викторовское).

Всего сводными отчетными балансами запасов по состоянию на 01.01.2010 г. учитывается 415 месторождений нерудных полезных ископаемых, которые по степени промышленного освоения распределяются следующим образом: разрабатываемые – 130; подготавливаемые к освоению – 37; резервные разведанные – 230; не намечаемые к освоению – 21.

Общие сведения о количестве месторождений и балансовых запасах по отдельным видам полезных ископаемых и объемах их добычи за 2009 г. приведены в таб. 1.

* AGRM.

Таб. 1.

Месторождения, балансовые запасы и объем добычи отдельных видов полезных ископаемых в республике Молдова

Вид полезного ископаемого	Единица измерения	Количество месторождений (в т.ч. разрабатываемые)	Количество балансовых запасов по категориям А, В и С1	Объем добычи в 2009 году
Нефть	тыс. тонн	1	192,2	16,7
Газ горючий	млн. м ³	1	343,1	0,23
Цементное сырье: известняк	тыс. тонн	2(1)	215225	658
глина		2(1)	56642	116
Гипс	тыс. тонн	2(1)	39516	167
Формовочные материалы: песок	тыс. тонн	2(1)	10578,5	71,3
глина		2	5438	-
Стекольное кварцесодержащее сырье	тыс. тонн	3(1)	17611,8	11,7
Кремнеземистые (мелоподобные известняки)	тыс. тонн	1	1972	-
Бентонитовые глины	тыс. тонн	2	5936,5	-
Природный облицовочный камень: песчаник	тыс. м ³	3(1)	4884,9	-
Известняк		1	2243	-
Известняки для сахарной промышленности	тыс. тонн	5(2)	36425	39,5
Известняк пильный	тыс. м ³	52(29)	399924	423,2
Пески для бетона и силикатных изделий	тыс. м ³	7(4)	51460,1	48,1
Кремнеземистое сырье (трепел)	тыс. м ³	6	9981	-
Керамзитовое сырье: глина	тыс. м ³	13(2)	43177,8	11,2
Аргиллит		2(1)	17303	-
Известняк для производства строительной извести	тыс. тонн	11(3)	9328	-
Камни строительные: известняк	тыс. м ³	76(30)	468951,2	900,3
песчаник		12(10)	7131	24,2
Гранит		1(1)	23626,2	64
Песчано-гравийные породы	тыс. м ³	133(46)	350446,1	944,4
Кирпично-черепичное сырье: глина, суглинок	тыс. м ³	109(8)	181357,6	69,2
песок-отошитель		22(3)	6603	4,9
Керамическое сырье (глины, суглинки)	тыс. м ³	8	3228	-

Объем добычи нерудных полезных ископаемых за 2009 г. в целом составил 1063,5 тыс. тонн и 2488,8 тыс. м³, нефти – 16,7 тыс. тонн, газа – 0,228 тыс. м³.

Анализ материалов государственного баланса запасов полезных ископаемых свидетельствует, что за последние 10 лет наблюдается некоторое увеличение объемов добычи нерудного сырья и строительных материалов (таб. 2).

Однако при этом отмечается снижение объемов добычи нерудных полезных ископаемых в 2009 году по сравнению с 2008 годом на 0,9 млн. тонн. В то же время увеличился объем добычи нефти на 3,2 тыс. т и горючего газа на 0,08 млн. м³.

Таб. 2

Состояние балансовых запасов и объемы добычи
нерудных полезных ископаемых за 1999-2009 гг.

Год	Количество месторождений (в том числе разрабатываемых)	Количество балансовых запасов (в том числе на разрабатываемых месторождениях)	Объем добычи полезных ископаемых
		млн. м ³ ; млн. т	млн. м ³ ; млн. т
1999	365 (131)	1580,1 (761,9); 400,8 (274,8)	1,54; 0,79
2000	381 (128)	1581,7 (739,1); 399,6 (273,6)	1,27; 1,22
2001	384 (134)	1566 (736,4); 400 (273,9)	1,25; 0,47
2002	392 (139)	1565,5 (733,9); 399,5 (273,2)	1,76; 0,68
2003	393 (144)	1573,2 (763,2); 398,6 (272,4)	2,08; 0,83
2004	403 (156)	1571,7 (772,2); 397,6 (271,4)	2,77; 0,97
2005	417 (166)	1571,3 (779,4); 396,2 (272,1)	2,72; 1,42
2006	423 (149)	1559,3 (741,9); 399,8 (253,1)	3,89; 2,05
2007	402 (144)	1565,3 (775,5); 400 (201,3)	3,38; 2,47
2008	413 (132)	1570,5 (640,9); 399,7 (251,2)	3,4; 2,15
2009	415 (130)	1570,3 (575,5); 398,6 (248,2)	2,51; 1,1

В период 2000-2009 гг. степень вовлечения в промышленное освоение балансовых запасов нерудного сырья, в среднем, составляет 66,1% и строительных материалов – 46,2%.

При запасах подземных вод около 4 км³, ежегодная добыча предположительно составляет 700 тыс.м³.

Кроме извлекаемых из недр местных полезных ископаемых в Республику завозятся виды сырья, которых нет в недрах Молдовы, а так же которые есть, но не разрабатываются.

Так, по данным Департамента Национального Бюро Статистики, за период 2008-2009 гг. в Республику было импортировано минерального сырья в следующих объемах и стоимости.

Таб. 3

Импорт минерального сырья

Сырье	2008		2009	
	Количество, кг	Стоимость, тыс.\$	Количество, кг	Стоимость, тыс.\$
Каолин	341405	39	-	-
Бентонит	184516	88,2	254360,1	128,4
Мел	3598843,1	350,6	2502180,1	221,8
Трепел, диатомит	171167,6	180,1	136623,0	137,4
Перлит	317047,0	210,1	1021537,0	332,1
Вязущие породы	1414	5,7	-	-
Активированный уголь	157447,1	473,3	65050,0	202,2
Минеральные шлаки	26228,36	2789,8	1887299,8	1538,8
Глины керамзитовые	10518	6,6	-	-
	4808585,47	4143,4	5867050,0	2560,7

Приведенные данные не полностью отражают импорт минерального сырья в Республику, так как рынок не всегда представляет объективные данные. Однако данные свидетельствуют, что объемы импорта в 2009 г. значительно снизились, как и добыча местного минерального сырья.

Некоторые виды импортируемого сырья, такие как каолин, перлит, вяжущие породы для печати, минеральные шлаки в Молдове отсутствуют. По другим видам: бентониты, мел, трепел, диатомиты, керамзитовые глины, Молдова располагает значительными запасами и может полностью покрывать этот дефицит за счет переработки местного сырья.

Наиболее перспективными группами полезных ископаемых, обладающих высокой адсорбционной активностью: кремнистые опал-кристоболитовые трепела, диатомиты, диатомовые глины, бентониты (особенно щелочноземельные), а также кремнеземистые известняки и кремневые конкреции.

В современном мире все большее внимание уделяется перечисленным выше породам, как новому нетрадиционному сырью, привлекательному для культуры землепользования и животноводства, повышению сельхозпроизводства, качества продуктов питания и питьевых вод, охраны природной среды. В сельском хозяйстве приоритетными являются такие направления: пролонгация действия химических удобрений, кормопроизводства, производство композиционных жидких удобрений. Получение фильтрующих порошков, которые производятся из диатомитов, трепелов, бентонитов. Поглощение бытовых отходов. В Западной Европе только для кошачьих туалетов используется 1 млн. т; утилизация стоков животноводства, очистка сточных вод. Химическая промышленность жидкого стекла и на его основе стекольной шихты, изготовление кислотоупорных цемента, силикатных красок и многое другое.

Для примера приведем использование местных полезных ископаемых в этом производстве, разработанном в Институте геологии АН ССРМ. Так, Каменское-П месторождение трепела разрабатывалось с 1974 по 1985 гг., а Сепатовское-П – с 1985 по 1989 гг. для обеспечения сырьем Каменского цеха по производству жидкого стекла. В 1988 г. Каменский силикатный стекольный цех был закрыт районной Санэпидстанцией из-за нахождения его в курортной зоне. Объем добычи трепела на указанных месторождениях составил: на Каменском-П - 9 тыс. м³, а на Сепатовском-П – 7 тыс.м³. Остаток балансовых запасов трепела на Каменском-П месторождении составляет 4192 тыс.м³ по категориям А+В+С₁, а на Сепатовском-П – 432 тыс.м³ по категориям В+С₁.

Как природоохранная деятельность эти породы эффективно связывают и нейтрализуют в почвах и водоемах вредные и губительные для растений, животных и человека отходы промышленности, в том числе и загрязненных радионуклидами почв и водоемов.

Имеющиеся в Молдове эти виды полезных ископаемых: трепела, диатомиты и бентонитовые глины не требуют дополнительной активизации и модификации. Однако, их сорбционную активность можно повысить в 2-5 раз, создавая новые продукты с заданными свойствами, при этом стоимость получаемых продуктов в 3-5 раз ниже, чем синтетических.

Выше приведенные примеры использования местного сырья – лишь незначительная часть этих возможностей. Нами не приводятся возможности их использования в строительной индустрии, так как это будет не рациональным по отношению к этому сырью. Лишь диатомитовые глины и кремнистые желваки верхнего мела и подольской свиты могут использоваться в этих целях.

Приведенные примеры использования местного сырья свидетельствуют о больших возможностях организации и создания предприятий по переработке и использованию этих полезных ископаемых в хозяйстве Республики.

Особое внимание приобретает использование и охрана вод. К настоящему времени в недрах Республики известно около 52 видов минеральных, бальнеологических, а так же технических и термальных вод. Они могут использоваться для курортно-санаторного лечения, а так же извлечения таких элементов как Br, I, Sr, Ba и др.

Имеются большие перспективы в разведке месторождений гелия (He), концентрации которого на территории Молдовы самые высокие на Евро-Азиатском континенте. Они достигают ураганных концентраций и с ними связаны аномальные концентрации радона (^{222}Rn). Распространение этого радиоактивного газа, опасного для человека, требует особого внимания. Так, к примеру, 60 эм/л в России порог ПДК, а у нас в северных районах в водах достигает концентрации до 8000 эм/л.

Если мы рассмотрим развитие геологических исследований в Республике с момента распада СССР, то с 1988 года практически не открыто ни одного крупного месторождения полезного ископаемого. Также ведется бессистемная эксплуатация открытых ранее месторождений. Так за 2008 г. из 144 разрабатываемых месторождений не была представлена отчетность по 42 месторождениям.

Для стабильного функционирования горнодобывающих предприятий требуется, чтобы объем добытого минерального сырья восполнялся новыми разведанными запасами полезных ископаемых, т.е. воспроизводство должно опережать потребление. Особенности геологии и состоят в том, что она должна работать на опережение, создавая «тылы» для экономики.

В последнее время в связи с ухудшением экологической обстановки повысились требования к геологической изученности верхних горизонтов земной коры. Это объясняется целым рядом причин: интенсивное градостроительство, возведение крупных энергетических установок, строительство ЛЭП, газопроводов, дорог, водохранилищ, мелиоративных и ирригационных сооружений и т.д. Это далеко не полный перечень областей, где необходимо изучение недр на заданную, в каждом конкретном случае, глубину.

Территория Молдовы почти покрыта геологической съемкой масштаба 1:200000, завершившейся в конце 80-х годов прошлого столетия. Следующим этапом, а это – мировая практика, должна стать съемка масштаба 1:50000. Такой съемкой территория Украины покрыта более 50%, а в Польше и Литве близится к завершению. Территория европейских стран такой съемкой покрыта на 80%, а в некоторых странах уже завершена крупномасштабная съемка масштаба 1:10000.

В процессе выполнения этих работ решаются многие проблемы. Создается надежная геологическая основа не только для расширения минерально-сырьевой базы страны, но и для решения других многих вопросов, связанных с геологической наукой и практикой.

Выполнение этих работ, а они неизбежны, будет зависеть от наличия специализированных кадров, приборного оснащения и ассигнований.

Без восстановления интеллектуального потенциала, без подготовки квалифицированных кадров от рабочих до высшего звена, рассчитывать на реанимацию отрасли бесполезно.

В настоящее время невозможно проводить геологические исследования без использования оборудования и приборов, которые закупаются за границей. Это тоже является одной из важнейших задач для оценки собственного минерального сырья и создания лаборатории по проверке качества сырья, импортируемого в Республику. Необходима система государственной геологической экспертизы и контроля, чтобы получать достоверную и объективную геологическую информацию.

Одной из важнейших задач на современном этапе является совершенствование нормативно-правовой базы геолого-разведочного производства, которая должна быть адаптирована к современным условиям, с учетом полного и рационального использования собственных минеральных ресурсов в условиях постоянного роста мировых цен на минеральное сырье.

Выполнение условий по развитию и стабилизации геологических работ невозможно без существенного финансирования. Это наиболее легко решаемая проблема. На эти работы должна идти часть отчислений от добычи всех полезных ископаемых, в том числе и воды.

В развитии производительных сил общества все ярче проявляется тенденция к вовлечению в народно-хозяйственную деятельность новых нетрадиционных источников минерального сырья. Это связано с неумолимым истощением традиционных ресурсов. Только детальные геологические исследования территории могут значительно отдалить катастрофические последствия недальновидной политики государства в геологической отрасли.

Дата поступления в редакцию – 14 ноября 2010

УДК 550.343

Буртиев Р.З.

Применение кластерного анализа для сейсмического районирования Балканского региона.

Abstract

Cluster analysis was used for establishing seismic zoning of the Balkan region. The number of clusters is defined by the agglomerative method of hierarchal classification. The clusters were determined, with quantity predefined using k-median method. Calculation of the optimal number of clusters and quality of cluster relationships were carried out by applying minimum sum squared error (MSSE). The sampling data was acquired from the Balkan Earthquake Catalog (1900-1990) for 18 seismic zones. This method has proved to be effective by the presence of high level of similarity between experimental and cluster modeling seismic zones. Zones for future earthquakes were determined by discriminant function analysis.

Rezumat

Pentru a identifica zonele seismice din regiunea Balcanii a fost efectuată analiza cluster. Numărul de clustere a fost definit aplicînd metoda aglomerativă. Definitivînd un anumit număr de clustere, prin metoda k -mediu, au fost determinate clusterele ca atare. Calcularea numărului optim de clustere și verificarea calitatății rezultatului obținut prin minimizarea sumei patratului erorilor. În calitate de probă de testare a fost utilizat Catalogul de cutremure din Balcani din 8 zone seismice pentru perioada de ani 1900 - 1990. Coincidența înaltă a yonelor seismice, identificate prin analiză cluster și de experți este un indicator al eficienței metodei în cauză. Zonele de cutremure viitoare au fost determinate prin analiza discriminantă.

Резюме

Для выделения сейсмических зон Балкан применен кластерный анализ. По агломеративному методу определено число кластеров. С заданным числом кластеров по методу k -средних определялись сами кластеры. Вычисление оптимального числа кластеров и проверка качества кластерного решения проводилось по минимуму суммы квадратов ошибок. В качестве тестовой выборки использовался каталог Балканских землетрясений для 18 сейсмических зон за период 1900-1990 гг. Высокая доля совпадений сейсмических зон, выделенных кластерным анализом и экспертами, является показателем эффективности метода. Зоны для последующих землетрясений определялись путём дискриминантного анализа.

Введение

Очаг землетрясений охватывает некоторое пространство геофизической среды. Если это пространство и диапазон магнитуд землетрясений разбить на непересекающиеся 4-мерные интервалы ε_l , ($l=1, \dots, L$), то параметры каждого землетрясения будут принадлежать одному, и только одному интервалу. Под параметрами землетрясений подразумеваются координаты очага и магнитуда землетрясений. Если в случайный момент времени t_i происходит землетрясение, то его параметры с некоторой вероятностью π_l , ($l=1, \dots, L$), будут содержаться в некотором интервале ε_l . То есть, имеется поток землетрясений, наблюдаемой реализацией которого является сейсмостатистика в форме каталогов

землетрясений. Вероятности π_l , ($l=1, \dots, L$) можно оценить из достаточно длинной реализации потока землетрясений в некоторой сейсмической зоне [1,2]. Пространство возможных событий m -й сейсмической зоны определяется объединением 4-мерных интервалов:

$$\Omega_m = \bigcup_{l=1}^L \varepsilon_l. \quad (1)$$

Зная распределение вероятностей параметров землетрясений по интервалам, можно вычислить условную вероятность:

$$p_l^k = P(i_k - 0,5 \leq I < i_k + 0,5 / \varepsilon_l), \quad (2)$$

того, что землетрясение с параметрами из некоторого интервала ε_l вызовет в точке (φ, λ) сейсмический эффект интенсивности I_k .

Сейсмическая опасность выражается вероятностью:

$$P_{(\varphi, \lambda)}(t, n, m, i_k), \quad (3)$$

того, что в географической точке (φ, λ) за время t случится n сейсмических толчков, m из них с интенсивностью i_k . Для оценки сейсмической опасности Балкан использовался каталог землетрясений [3]. Для оценки сейсмической опасности составлялись стохастические модели сейсмического режима зоны очагов землетрясений. Геодинамические процессы в разных зонах очагов землетрясений различны. Для построения карты сейсмической опасности Европы использовались каталоги: ISC, PDE, ROMPLUS, NEIC, USGS. На основе этих каталогов был составлен массив, содержащий данные о землетрясениях Европы с 1904 по 2007 гг. При обзоре карты эпицентров видно, что очаги землетрясений имеют тенденцию группироваться в пространстве. Этот факт натолкнул на мысль о применении кластерного анализа для выделения компактных групп очагов землетрясений. Кластерный анализ – это разбиение элементов некоторого множества на группы (кластеры) по принципу схожести. Объекты, принадлежащие одному кластеру, должны быть максимально сходными, а объекты, принадлежащие разным кластерам – разнородными.

Мера схожести определяет схожесть двух объектов. Чем больше мера, тем более схожими являются объекты. Мера дистанции определяет несхожесть объектов.

Кластерный анализ проводился по схеме:

1. Выбор переменных и подготовка данных.
2. Определение меры сходства между объектами.
3. Выбор метода кластеризации.
4. Определение числа кластеров и проверка качества кластерного решения.

Из существующего семейства методов кластерного анализа использовались иерархические и итеративные методы.

Цели исследования

- Кластеризации очагов землетрясений. Проверка качества кластерного решения на примере каталога Балканских землетрясений.
- Дополнение данного каталога распределениями по сейсмическим зонам землетрясений, последовавших после 1990 г.
- Кластеризации очагов землетрясений Европы по данным каталогов ISC, PDE.
- Применение дискриминантного анализа для формального определения сейсмической зоны землетрясений.

1. Иерархический агломеративный метод кластерного анализа

Иерархический кластерный анализ реализован в пакете SPSS. В этом методе перед началом кластеризации все объекты считаются отдельными кластерами, которые объединяются на последующих шагах. На первом шаге пара точек, которые являются ближайшими по некоторой мере схожести, объединяется в один кластер. Т.е., после первого шага имеем 1 кластер, содержащий 2 точки, и $(n-2)$ кластера содержащие по одному элементу. На каждом шаге количество кластеров уменьшается на единицу. Процедура повторяется, пока не останется один кластер. Действие метода показано на рис. 1. На первом шаге две точки x_i, x_j , находящиеся во внутреннем замкнутом контуре, составляют первый кластер. Кластеру присваивается номер, равный меньшему из индексов i, j . Далее вновь образованный кластер объединяется с точкой x_k , но уже по методу кластеризации.

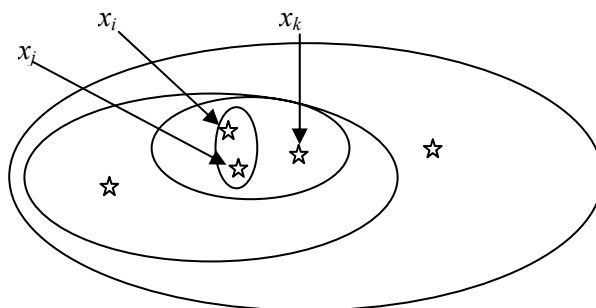


Рис. 1. Схема объединения кластеров в агломеративном методе.

Исследованию подлежит массив координат 3003 землетрясений, происшедших на Балканах за период 1900-1990 гг. Расстояния между этими объектами определяются выбранной мерой схожести. В данном примере рассматриваются географическая широта и долгота очагов землетрясений. Мера Евклида является самой распространенной мерой определения расстояния между двумя точками на плоскости, образованной координатными осями x и y :

$$|\vec{d}_{12}| = \sqrt{(x_2 - x_1)^2 + (y_2 - y_1)^2} \quad (4)$$

При применении метрики Евклида кластеры будут иметь вид окружности.

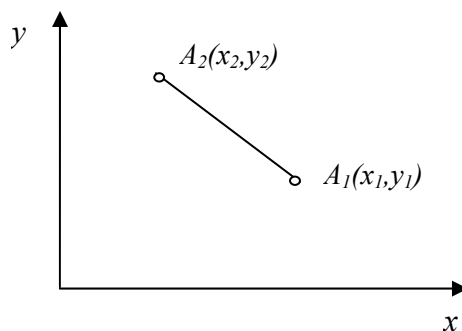


Рис.2. Расстояние Евклида

На следующих шагах необходимо определить расстояние между парой кластеров. Применяется метод, основанный на вычислении среднего расстояния между кластерами - средние связи между группами (Between groups linkage) рис.3.

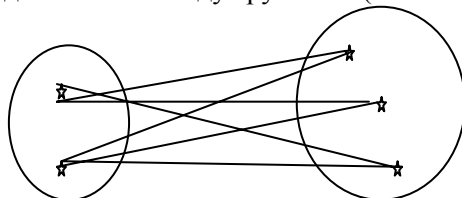


Рис. 3. Средние связи между группами

В таблице “Порядок агломерации” пакета SPSS можно проследить за процедурой кластеризации очагов землетрясения. Так, в колонке “Cluster Combined” можно увидеть последовательность объединения 2-х наблюдений в кластеры таб. 1. Например, если на первом шаге номера 1926 и 2974 образуют кластер под номером 1926, кластер 2974 в таблице больше не появляется. На следующем шаге происходит объединение кластеров 2899 и 2900, далее 2836 и 2879 и т.д.

Таб. 1.

Шаги агломерации – Средние связи (между группами)

Stage	Cluster Combined		Coefficients		Stage Cluster First Appears		Next Stage
	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 1	Cluster 2	
1	1926	2974	,000	0	0	1344	
2	2899	2900	,000	0	0	1719	
3	2836	2879	,000	0	0	10	
....	
....	
3001	1	2	56,225	3000	2999	3002	
3002	1	12	123,402	3001	2997	0	

В колонке “Coefficients” указаны расстояния между двумя соответствующими кластерами, определенные на основании выбранной меры расстояния. Число кластеров $K=22$ определялась разностью числа наблюдений и шага, на котором происходит скачок меры расстояния (Coefficients). Этот метод определяет оптимальное разбиение на кластеры, однако определение числа кластеров субъективно.

2. Метод Уорда

В этом методе определяется среднее значение (центр) кластера. Далее вычисляется сумма квадратов ошибок (отклонений) всех наблюдений от центра кластеров:

$$W = \sum_{x \in C_r} \|x - c_r\|^2, c_r = \frac{1}{n_r} \sum_{x \in C_r} x \quad (5)$$

Объединяются кластеры, которые приводят к минимальному увеличению суммы квадратов отклонений. По этому методу происходит объединение близко расположенных кластеров таб. 2. Число кластеров определяется номером шага, на котором происходит скачок графика суммы квадратов отклонений (рис. 4).

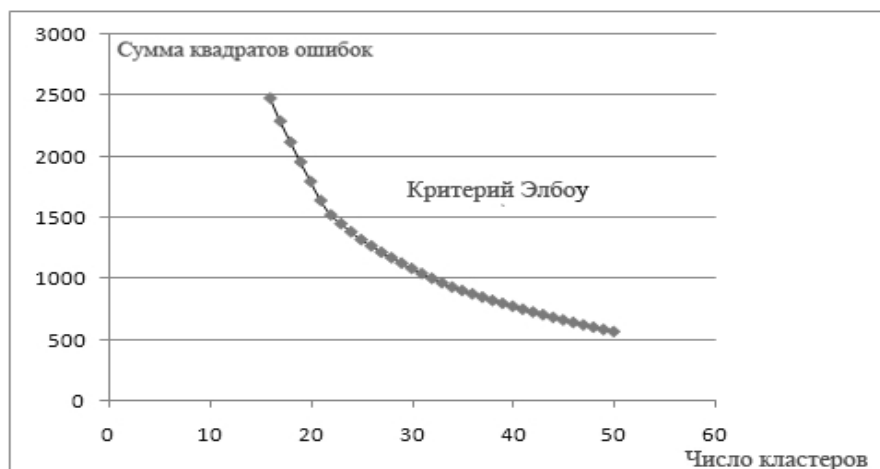


Рис. 4. Зависимость суммы квадратов ошибок от числа кластеров

Число кластеров, определенное по методу объединения кластеров, совпадает с числом, найденным по методу Уорда.

3. Алгоритм k-средних

При большом количестве наблюдений иерархические методы кластерного анализа не пригодны. В таких случаях применяются неиерархические методы, основанные на разделении, которые представляют собой итеративные методы дробления исходной совокупности. В процессе деления новые кластеры формируются до тех пор, пока не будет выполнено правило остановки. Алгоритм k-средних (*k*-means) чувствителен к выбору начальных приближений

Таб. 2.

Сумма квадратов ошибок (метод Уорда)

Stage	Cluster Combined		Coefficients	Stage Cluster First Appears			Next Stage	
	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 1	Cluster 2
1	1926	2974	,000	0	0	0	1480	
2	2899	2900	,000	0	0	0	1876	
3	2836	2879	,000	0	0	0	10	
....
3000	2	12	20864,690	2999	2990	2990	3002	
3001	1	10	32022,646	2996	2998	2998	3002	
3002	1	2	61720,391	3001	3000	3000	0	

центров [4,5]. Случайный выбор центров на шаге 1 может приводить к ошибочной кластеризации. Для формирования начального приближения выделяются *k* наиболее удалённых точек выборки. Первые две точки определяются по максимуму всех парных расстояний, каждая следующая точка выбирается так, чтобы расстояние от неё до ближайшей, уже выделенной точки, было максимально.

Существует различные способы разбиения заданной совокупности наблюдений на кластеры. Представляет практический интерес задача сравнительного анализа качества кластерных решений $Q(X,C)$, определенного на

множестве всех возможных разбиений наблюдаемой выборки географических координат очагов землетрясений. Под наилучшим разбиением на кластеры подразумевается такое разбиение, при котором достигается экстремум выбранного функционала качества. Качество кластеризации зависит и от числа кластеров. Выбор функционала качества и числа кластеров – число сейсмических зон – может основываться на геолого-геофизические соображения.

Для поиска наилучшего кластерного решения проводится кластеризация при различных значениях числа кластеров G и выбирается то решение, при котором достигается улучшение функционала качества - степени схожести объектов внутри кластеров. При выборе числа кластеров нужно руководствоваться компромиссом между однородностью кластеров и желанием сократить объем данных. В нашем случае, относительно этого числа существует предположение, что оно не менее 18.

Одним из критериев качества кластерного решения является минимум суммарной дисперсии [4-9]:

$$Q(X, C) = \sum_{r=1}^K \sum_{x \in C_r} \|x - c_r\|^2, \quad c_r = \frac{1}{n_r} \sum_{x \in C_r} x \quad (6)$$

По величине дисперсии определяется степень однородности кластеров – чем меньше дисперсия, тем выше схожесть объектов внутри данного кластера. Критерий (6) обладает важным для алгоритмического определения оптимального разбиения на кластеры свойством. Квадрат расстояния Евклида каждого элемента кластера до его середины не превосходит квадрат расстояния этой точки до середины других кластеров.

Минимум целевой функции (6) достигается при числе кластеров $K=22$. Значения F -статистики, при решении с числом кластеров 18-28, больше критического значения ($F > F_{крит.}$), т.е. выделенные кластеры разнородны. Следовательно, все кластерные решения являются обоснованными.

Оптимальное число кластеров можно определить из максимума соотношения:

$$F = \frac{\text{trace}(B_k)/(k-1)}{\text{trace}(W_k)/(n-k)}, \quad (7)$$

где:

B, W - матрица межкластерных и внутрикластерных сумм квадратов расстояний;
 n, k — число наблюдений и кластеров;

trace – след матрицы [5-7].

$$B_k = \sum_{l=1}^K \sum_{x \in C_k} (x - c_l)(x - c_l)^T, \quad W_k = \sum_{l=1}^K \sum_{x \in C_k} (x - c_l)(x - c_l)^T, \quad c_l = \frac{1}{n_l} \sum_{x \in C_l} x$$

(8)

Максимальное значение критерия указывает на наиболее вероятное число кластеров. При 22-24 кластерах статистика критерия (7) максимальна. Такое же кластерное решение получено по статистике силуэтов (silhouette statistic) [7,9]:

$$s(i) = \begin{cases} 0, & \text{если } j - \text{е наблюдение находится в едином кластере} \\ \frac{b(i) - a(i)}{\max(a(i), b(i))}, & \text{иначе} \end{cases} \quad (9)$$

$$a(i) = \sum_{j \in \{C_r \setminus i\}} \frac{d_{ij}}{n_r - 1}, \quad b(i) = \min_{s \neq r} \sum_{j \in C_s} \frac{d_{ij}}{n_s}, \quad (10)$$

здесь:

$a(i)$ - Средняя дистанция между i -м объектом и объектами внутри кластера C_r ;

$b(i)$ Наименьшее среднее расстояние между i -м объектом и объектами внутри отличного от C_r кластера;

d_{ij} Мера схожести – расстояние Евклида - между i -м и j -м объектами.

Выбирается число кластеров \hat{G} , при котором средняя широта силуэта максимальна:

$$\bar{S}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n s(i), \quad k \in (2, \dots, M) \quad (11)$$

Оценкой числа кластеров служит функционал:

$$\hat{G} = \arg \max_{2 \leq k < M} \bar{S}_k \quad (12)$$

Для проверки однородности кластеров применяется критерий [8-10]:

$$F = \frac{V(J, G)}{V(J)}, \quad (13)$$

где $V(J, G)$, $V(J)$ - дисперсия переменной J в кластере G и в совокупности. Для всех кластерных решений значения F не превышают величину 0.4, т.е. кластеры являются однородными.

Выводы

В качестве пробной выборки использовался каталог землетрясений на Балканах за период 1900-1990 гг. В каталоге Балканских землетрясений выделено 18 сейсмических зон. Для определения оптимального числа кластеров вычислялись значения целевой функции при разных числах кластеров. При 22 кластерах целевая функция достигает минимума. Определенные алгоритмом k -средних кластеры, при числе кластеров $K=18$, полностью совпадают с сейсмическими зонами на Балканах из каталога [3]. Высокая доля совпадений сейсмических зон, выделенных кластерным анализом и экспертами, является показателем эффективности метода. При увеличении числа кластеров на территории Румынии были выделены три сейсмические зоны: на юге-востоке; в области Вранча; на западе, что соответствует рассеянию очагов землетрясений на карте эпицентров. Кластерный анализ можно применить для группирования очагов землетрясений формальным методом. Дискриминантный анализ применялся для пополнения каталога [3] землетрясениями, случившимися после 1990 г.

Литература

1. Burtiev R.Z. Seismic Hazard Mapping Based on Multi-dimensional Markov Model of a Seismic Regime // Gerlands Beitrage Geophysik, Leipzig, 95, 1985.6.S. 499-508.
2. Буртиев Р.З. О статистическом подходе к картированию сейсмической опасности больших территорий. Buletinul Institutului de Geologie si seismologie al ASM. 2008. Nr.2.
3. N.V. Shebalin, G. Leydecker, N.G. Mokrushina, R. E. Tatevossian, and V. Yu. Vassiliev (1998): Earthquake Catalogue for Central and Southeastern Europe 342 BC - 1990 AD. - European Commission, Report No. ETNU CT 93 - 0087, Brussels.
4. Heiko Timm. Fuzzy-Clusteranalyse: Methoden zur Exploration von Daten mit fehlenden Werten sowie klassifizierten Daten. Dissertation zur Erlangung des akademischen Grades. Magdeburg, 2002.
5. Andreas Greutert. Methoden zur Schatzung der Clusteranzahl. Eidgenossische Technische Hochschule Zurich. 2004.
6. Marcus Hudec. Einfuhrung in die Clusteranalyse. Universitat Wien. 2003.
7. Ирина Яцкив, Лада Гусарова. Методы определения количества кластеров при классификации без обучения. Transport and Telecommunication Vol.4, N 1, Riga. 2003. 27 с.
8. Milligan G.W. and Cooper M.C. An examination of procedures for determining the number of clusters in a data set, Psychometrika, 1985, 50, 159-179p.
9. Robert Tibshirani, Guenther Walther, Trevor Hastie. Estimating the number of clusters in a data set via the gap statistic. J.R. Statist. Soc. B (2001). 63, Part2, pp 411-423.
10. Г.Ю. Щербакова, В.Н. Крылов, С.Г. Антошук. Определение количества кластеров при прогнозировании состояния электронной аппаратуры. Электронные системы. Киев, 2010. с. 91-95.

Дата поступления в редакцию – 30 декабря 2010

УДК 550.34.01

Sandu I.

Modelul geofizic al regiunii orașului Cahul, profilul Cahul-Taraclia

Abstract

A detailed analysis of the geological and geophysical information in southern Moldova, has allowed the development of a new geophysical model for Cahul and Taraclia profile that reflect the local conditions through: density, elastic wave propagation velocity and quality factor. Geological Setting reference levels are based on 73 boreholes data with 200-5000m depth. In the boreholes, formations are highlighted Cenozoic, Mesozoic, Paleozoic (Permian, Devonian and Carboniferous) sedimentary formations as well as the Precambrian crystalline structures (upper Proterozoic), considered as the foundation of the Moldovan platform. A tendency to thickening from West to East is observed for Mesozoic and Paleozoic horizons. The high-gradient sedimentation of the Jurassic, and Cenozoic had a contrary behavior by narrowing in the same direction. Here, the profile is identified as belonging tectonic plate segment of Scythian platform and the deep structure model, applicable for the entire profile up to 350km depth, has been completed.

Rezumat

Analiza detaliată a informației geologice și geofizice din sudul Moldovei, în profilul orașelor Cahul și Taraclia, a permis elaborarea unui model geofizic nou care reflectă condițiile locale prin parametrii: densitate, viteză de propagare a undelor elastice și factor de calitate. Stabilirea nivelurilor geologice de referință se bazează pe datele de sonde (73 de foraje cu adâncimea 200-5000m). Prin foraje, au fost evidențiate formațiunile Cenozoicului, Mezozoicului, Paleozoicului (Permianul, Devonianul și Carboniferul), cât și formațiunile sedimentare ale Precambrianului și Proterozoic inferior, ce formează fundamentul cristalin al platformei Moldovenești. Grosimea formațiunilor Mezozoice și Paleozoice are o tendință de îngroșare de la Vest spre Est, cu gradient sporit al sedimentării pentru Jurassic, iar stratul Cenozoic, dimpotrivă, cunoaște o subțiere pe aceeași direcție. Este identificată apartenența tectonică a profilului drept segment al plăcii Scitice și completat modelul structurii de adâncime, aplicabil pentru întreg profil pîna la 350km adâncime.

Introducere

Impactul undelor seismice în regiunea sudică a Republicii Moldova este apreciată cu I = VIII (după scara intensitatilor MSK) în baza observațiilor de teren, și este cauza directă a activității seismice înalte din zona Vrancea [1], [2]. Această zonă generează în mediu pe secol 5 seisme puternice cu $M_w \geq 6.5$, la adâncimi intermediare $60 < h < 200$ km și epicentru localizat (45.0-46.0N, 26.0-27.0E) [3], [4], [5].

La baza modelului numeric existent, pentru câmpul macroseismic al teritoriului Republicii Moldova, se afla legea atenuării energiei cu distanța, care crează un tablou omogen și simetric față de zona epicentrală Vrancea [6], [7], [8]. Pentru fiecare eveniment în parte, câmpul macroseismic observat scoate în evidență amprenta de amplificare sau atenuare suplimentară decît cel menționat în [4], [9], aceasta fiind legată de mecanismul eliberării energiei seismice din focar, cât și de condițiile locale [10]. Încercări de îmbunătățire a tabloului de câmpuri microseismice, produs de cutremurele

din 1977 și 1986, sunt realizate prin studii ale efectelor locale, cu considerarea structurii geologice al or. Chișinău, însă fără a lua în calcul particularitățile mecanismului de sursă [11], [12]. Parametrii ce descriu mecanismul focal nu sunt considerați în calculul câmpului macroseismic pentru teritoriul țării noastre.

Metodele deterministice avansate, de estimare a riscului și hazardului seismic [13], [14], [15] țin cont de particularitățile mecanismului realizat în sursă și de condițiile structurilor geofizice locale. Metoda deterministică aplicată asupra României, a impus o divizare teritorială, în baza informației asupra structurii geologice locale [16], [17]. Aplicarea metodelor de calcul deterministic pentru teritoriul Republicii Moldova necesită cunoașterea structurii locale. Astfel, elaborarea modelului numeric a structurii geofizice locale din sudul Moldovei, reprezintă obiectivul lucrării de față drept etapa necesară și suficientă pentru estimarea hazardului seismic în regiunea or. Cahul și teritoriului învecinat.

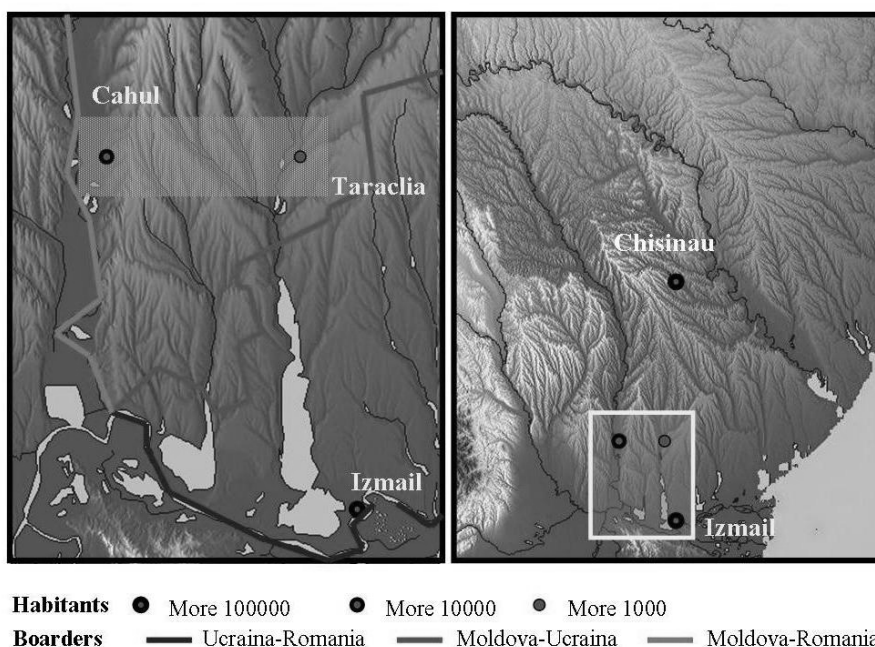


Fig.1 Amplasarea teritorială a profilului Cahul-Taraclia

Regiunea investigată este amplasată la sudul Republicii Moldova după cum este prezentată în Fig.1. Poziționarea relativă a regiunii or. Cahul, în raport cu zona seismică Vrancea de $\approx 90^\circ$, a determinat selecția profilului geologic pe direcția (V-E): spațiul de la frontiera statală Moldo-Romană (r. Prut) cu o întindere de $\approx 45\text{km}$ și lățime de $\approx 10\text{km}$. Secțiunea trece prin or. Cahul spre or. Taraclia, pînă la frontiera statală Moldo-Ucraniană, și include un set de 73 foraje cu adîncimi de 200-5000m, în care sunt identificate formațiuni Cenozoice, Mezozoice și Paleozoice și pînă la Precambriene. În partea de jos a modelului (adîncimi de peste 2000m) sunt folosite date geofizice și unele considerente ale tectonicii regionale asupra amplasării și structurii fundamentului, cu aplicații de extrapolări, în baza legii de continuitate pentru structurile vecine. Iar în baza compușilor prezenți în fiecare orizont, le sunt atribuite proprietățile limită pentru parametrii fizici: densitate, V_p , V_s , Q_p , Q_s .

Identificarea tectonică a regiunii

Investigațiile geofizice și geologice efectuate în anii 50-70 [6], [18], atribuie partea centrală și de nord al spațiului dintre r.Prut și r.Nistru, platformei Est Europene (sau platformă Rusă). Această structură consolidată în Arhaic și Proterozoic inferior pînă la Precambrian, este descoperită inițial pe teritoriul Ucrainei (sub formă de scut Ucrainian). Odată cu îndepărtarea de la scutul Ucrainian pe direcția SV, soclul cunoaște o coborîre medie de 10 m pe o distanță de 1 km. Acest sector, scufundat sub cuvertura sedimentară, este considerat fundament al platformei Moldovenești (sau placii Moldovenești, ca fragment al platformei Ruse, în baza continuității fundamentului cristalin). Adîncimea de așezare a fundamentului cristalin, pentru platforma Est-Europeană, în fragmentul Moldovenesc, pornește de la valori 100m în Nordul țării pînă la 4000m (și peste 5000m) în domeniul de contact cu placa Scitică la Sud, formînd o depresiune, cu o întindere de la NV spre SE sub forma de fișie ≈100 km în lățime. Această depresiune dintre placa Scitică și placa Moldovenească este numită, depresiune: Predobrogeană sau Moldovenească [6], [6*]. Conturul acestei depresiuni este vizualizat prin intermediul unei serii de anomalii puternice gravimetrice, magnetice, electrice și seismice [6], care sunt ulterior clasificate drept falii ale structurii - în treaptă [18], [19]: Prima, Cahul – Vulcănești – Bolgrad – Izmail, dintre placa Scitică și depresiunea Moldovenească (Predobrogeană), a doua, Țiganca – Baurci – Ciadîr-Lunga, dintre depresiune și platforma Moldovenească [6]. Aceste anomalii au o continuitate și pe teritoriul României prin faliile Troțuș și Bistrița, marcînd spațiul depresiunii Bîrlad [16], [20], [21], [22], mărginesc din partea de sud platforma Moldovenească, pînă la poalele Carpaților Orientali. În baza continuității structurilor geologice, aceste două depresiuni de ambele părți ale r.Prut reprezintă același element tectonic structural – depresiune. Tot aici de menționat Oncescu N.: “Platforma Moldovenească cu fundament Precambrian, nu are contact direct cu zona Carpatică sau masivul Nord Dobrogean, fiind separate de acestea prin depresiuni adînci, acoperite de sedimentele Mezozoicului și Terțiarului, cu grosimi considerabile. În partea de Nord a Dobrogei, malul nordic al Dunării, această depresiune se evidențiază cu numele depresiune Predobrogeană. Depresiunea se extinde de la vestul r. Prut pînă la Carpați, unde capătă numele depresiune Bîrlad.” [23].

În [21], placa Scitică conturată pe teritoriul României devine aceeași depresiune Predobrogeană pe teritoriul Republicii Moldova, iar depresiunea Moldovei (Predobrogeană) pe teritoriul Republicii Moldova, extinsă spre malul drept al r. Prut pe teritoriul României, reprezintă depresiunea Bîrladului. Uneori, placa Scitică este prezentată prin spațiul continuu dintre Orogenul Nord Dobrogean și platforma Moldovenească drept platformă Scitică [24]. Această tendință de unificare a spațiului litoralului Nordic al Marii Negre într-un element tectonic unic – platforma Scitică, delimitează segmentul de NV al acestuia drept depresiune Predobrogeană în [22], [25]. Deosebirile de structură a cuverturii sedimentare pe sectorul Bîrladului și cel din Delta Dunării au fost menționate de Ionesi [26], însă intergîtarea acestora ca element tectonic de platformă s-ar parea realizat de fundamentul comun de vîrstă Paleozoică inferioară, forajele ajungînd doar în sedimentarul Devonian, de partea dreaptă a r.Prut. Așadar, profilul ales poate fi considerat integral plasat pe platforma Scitică, în cadrul segmentului de depresiune Predobrogeană.

Cuvertura sedimentară (Cenozoic, Mezozoic, Paleozoic) este definită complet în baza datelor geologice de foraj, în cadrul secțiunii alese, pîna la adîncimi de 5000m. La aceste adîncimi, pe segmentul depresiunii Moldovenești sunt depistate formațiuni metamorfizate ale Proterozoicului Superior cu o vîrstă absolută de 600-1000 Ma, care servesc drept fundament consolidat Precambrian de referință. Fundamentul Epihercinic de platforma Scitică [27] este consolidat de metamorfoza materialului geologic de vîrsta Proterozoic superior, în geometrie cutată cu intruziuni magmatice [6].

Proprietățile geofizice ale structurii de adîncime

Studiul structurilor de adîncime în baza cîmpurilor magnetic, electric, gravitațional și seismic, al spațiului de platformă Est-Europeană, au scos în evidență trei nivele în structura fundamentului de scoarță consolidată [18]: superior cristalin (granitic) de grosime medie 7-15km, densitate $\approx 2,7 \text{ g/cm}^3$, și $V_p \approx 5,5-6,5 \text{ km/s}$, intermediar bazaltic (magmatic) de grosime 8-12km (20km), densitate $\approx 2,8-3,0 \text{ g/cm}^3$, și $V_p \approx 6,4-6,8 \text{ km/s}$, inferior (andezitic) de grosime 15-20km, densitate $\approx 3,3 \text{ g/cm}^3$, și $V_p \approx 6,8-7,7 \text{ km/s}$. Limita Moho în profil este situată la $\approx 40\text{km}$ adîncime, și separă ultimul strat cu $V_p \approx 7,6 \text{ km/s}$ de materialul mantei $V_p \approx 8,6 \text{ km/s}$. Pentru zona seismic activă Vrancea, aceeași sursă fixează nivelul Moho la $\approx 50\text{km}$ adîncime.

Rezultate similare, cu privire la adîncimea nivelului Conrad și Moho, sunt prezentate prin valorile vitezelor V_p ale modelului unidimensional pentru zona epicentrală Vrancea [28], stabilind grosimea crustei pentru Orogenul Carpatic egal cu cel al platformei Moldovenești $\approx 44\text{km}$, iar pentru placa Moesică $\approx 35\text{km}$, egal cu grosimea de crustă în depresiunea Transilvaniei. Deasemenea, analiza spectrală efectuată pe un set de evenimente seismice cu adîncime intermediară ($h > 60\text{km}$) în regiune, definesc clar caracterul "tectonic" pentru depresiune și placă, cît și cel de "scut" pentru orogen și platformă în exteriorul Arcului Carpatic. Iar rezultatele de tomografiere, în baza datelor locale, relevă particularități importante a structurii de crusta și anume: grosimi de peste 10km al bazinului sedimentar, din fața arcului Carpatic (depresiunea Focșani), fapt confirmat și de gradientul anomaliei Bouguer [28], [29], [30]. Investigațiile recente în problema inversă de tomografie regională la adîncimi intermediare, cu ajutorul undelor de volum, ce include spațiul Carpatic și teritoriul învecinat, stabilesc valorile raportului de viteze V_p/V_s pîna la adîncimi $\approx 250\text{km}$ [31]. Pentru teritoriul Republicii Moldova, aceste valori sunt: $V_p/V_s \approx 1,75$, la adîncimea de 150km și $V_p/V_s \approx 1,85$, la adîncimea de 250km, fiind posibilă aplicarea relației Poisson pentru viteze la adîncime. Deasemenea, inversiile 3D în baza undelor S pentru modelul de referință iasp91 pîna la 600km, ne prezintă imaginea anomaliilor mediate al propagării undelor S, pentru întreg teritoriu a Republicii Moldova, pîna la 250km [32] prezentînd valori de fluctuații sub $\delta V_s \approx \pm 100\text{m/s}$. Rezultate similare de fluctuații sub $\approx 2\%$, din valorile vitezelor de propagare [33], [34], sunt obținute prin modelele de referință PREM [35], [36], și AK-135 [37], pîna la adîncimea de 600km.

Metoda geofizică de profilare seismică a regiunii Vrancea pîna în Dobrogea, ofera în detaliu valorile de propagare ale undelor seismice pîna la adîncimi de $\approx 60\text{km}$ [38]. Iar modelul tomografic recent [39], ce se afla în concordanță cu datele geofizice [38], permite cunoașterea detaliată a structurii în limitele unei celule de $1^\circ \times 1^\circ$. Informația structurală din celulele 16e corespunde zonei Vrancea și 17e corespunde platformei Moesice de trecere spre Nordul Dobrogei [39], este la baza structurii de adîncime intermediare pentru or. Cahul (Fig.2). Comparînd rezultatul medierii celor două

structuri pentru profilul de adâncime Vrancea-Cahul cu modelul platformei Scitice de pînă la 100km [17], observăm o bună concordanță dintre aceste două structuri după toți parametri fizici: densitate, viteze și factor de calitate. Deasemenea, modelul structurii de adâncime mediat Figura.2, nu contrazice modelul structural [18].

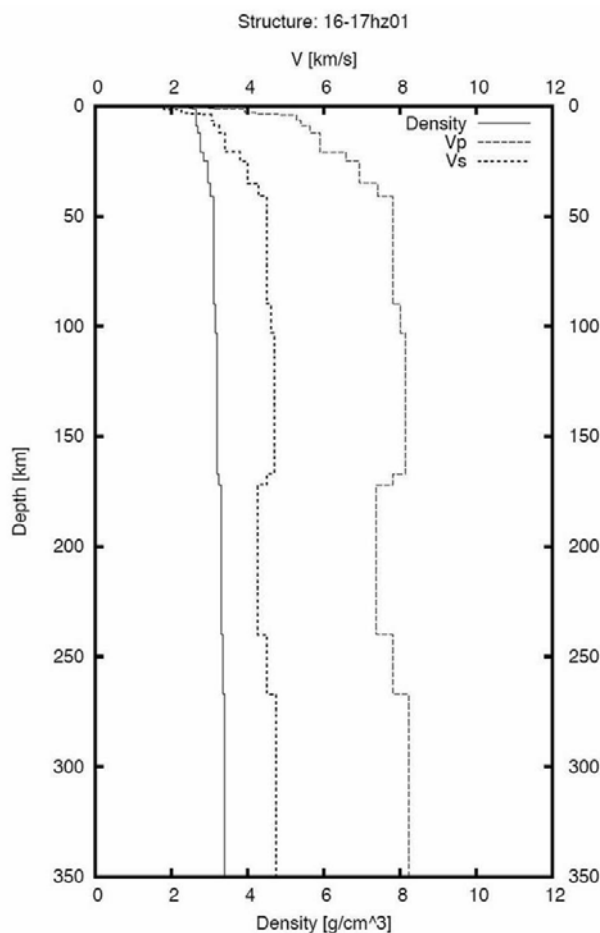


Fig.2 Modelul structural de adâncime intermediară mediat Vrancea-Cahul

Valorile Q de referiță a structurii de adâncime în model sunt raportate celor din PREM și AK-135 [36], [37], [40], iar pentru partea superioară (mai sus de 100km) aceste valori sunt aproximativ egale celor din poligonul platformei Scitice [17], [39].

Proprietățile geofizice ale cuverturii sedimentare în baza informației geologice

În cadrul secțiunii alese, datele de foraj denotă prezența unei structuri complexe de vîrsta Cenozoică-Mezozoică-Paleozoică și Precambiană, Proterozoic (Vendiană), și Arhaică (Tab.1). Distincția stratelor este efectuată în baza măsurărilor de carotaj electric la fiecare sondă pe verticală și descrierii proprietăților fizice ale materialului geologic: compoziție mineralogică, plasticitate, etc., conform [6], [41], [42].

Poziționarea și fixarea limitelor straturilor geologice este îngreunată de prezența straturilor de tranziție cît și a deformațiilor mecanice raportate prin unghiul diedru al planului orizontal și cel al nivelului geologic, care crește cu adâncimea de la 5°-10° pînă

la 75°. Panta de așezare a straturilor crește cu adâncimea, și poate fi considerat factor principal al incertitudinii în adâncime. De aceea, în modelul de față am recurs la contopirea substraturilor, ce s-au consolidat în aceeași “Era Geologică” în unul singur. Drept exemplu: Era Cenozoică, în care este delimitat Cuaternarul, Neogenul și Paleogenul; Era Mezozoică, în care se evidențiază Cretacicul, Jurasicul și Triasicul. Unificarea straturilor cu proprietăți fizice apropiate, ne permite să majorăm precizia în conturarea orizonturilor geologice, raportată la grosimea acestora, definind astfel formațiuni geologice de o consolidare după axa timpului, relativ uniformă, de 120-150Ma fiecare.

Tab.1

Orizonturile și materialul de compoziție a structurii geologice

Era/Perioada	Materialul structural/Roci sau formațiuni
1.1.Cenozoic:Cuaternar (Q)	Nisipuri, argile și alte roci sedimentare
1.2.Cenozoic:Neogen și Paleogen (N)	Argile, nisipuri, calcare, gresii, marne, gips
2.1.Mezozoic:Cretacic (Kr)	Marne, calcare, nisip, argilite
2.2.Mezozoic:Jurasic (J)	Roci terigene, calcare, aleurolit, argilite
2.3.Mezozoic:Triasic (T)	Aleurolite, argilit, marne, gresii
3.1.Paleozoic: Permian (P)	Argilite, gresii cuarțitice, roci vulcanogene (lamprofir, porfir)
3.2.Paleozoic: Devonian (D)	Dolomite, anhidrite, aleurolite, gresii, tufite
4.1.Proterozoic (Prz)	Șisturi, argilite, gabbro, diabaze, conglomerate, gresii aleurolite
4.2.Arhaic (Ar)	Granite, gnaise, ultrabazite

Menționăm faptul că parametrii fizici din Tab.2 nu sunt determinați experimental, fiind estimați aproximativ, doar în baza informației descriptive din Tab.1, [12], [15], [41], pentru fiecare orizont. Deasemenea în Tab.2, valorile pentru Q (factorul de calitate) sunt corelate cu [35] și [39], iar (în paranteza) sunt specificate valorile de corespondență cu modelul [12], și relațiile (1, 2, 3):

$$Q_P \approx 9/4 \cdot Q_S \quad (1)$$

$$Q = \pi/d \quad (2)$$

$$V_P = \sqrt{3} \cdot V_S \quad (3)$$

unde:

d - decrementul de absorbție;

Q - factor de calitate al mediului de propagare a undelor;

V - viteza de propagare;

(p, s) - indici care specifică tipul de oscilații (longitudinale și transversale) [43].

Tab.2

Parametrii elastici a structurii geologice

Era (stratul)	$\rho, (\text{g/cm}^3)$	$V_S, (\text{km/s})$	$V_P, (\text{km/s})$	Q_S	Q_P
1.N+Q	1,95	1,30	2,23	88 (30)	40 (60)
2.J3+J2	2,35	2,10	3,63	100,00 (40)	210,00 (85)
3.P2/1+C	2,55	2,47	4,28	120,00 (60)	260,00 (140)
3.D2/1	2,70	2,83	4,90	150,00 (100)	300,00 (210)
4.(Prz+Ar)	2,90	3,20	5,54	150,00 (150)	300,00 (300)

Conturul orizonturilor, evidențiate în profil ca funcție de adâncime, este obținut în urma discretizării profilului Cahul-Taraclia de lungime 45km, în 18 celule ($\approx 2,5\text{km}$ fiecare) după axa orizontală, și prezentat în Tab.3. Aici valorile pentru relief,

sunt însoțite de numărul de foraje pentru fiecare fișie, în paranteze. În cadrul profilului, or.Cahul este prezentat de celulele f-5, f-6. Lățimea fiecărei fișii este de ≈ 10 km, acest fapt ne determină să aplicăm valori medii și admiterea incertitudinii la poziționarea orizontului, expuse mai sus. Limita inferioară a stratului sedimentar este considerată ≈ 9000 m, în baza corespondenței parametrilor: densitate și viteze ale structurii geologice cu modelul regional [39], pentru placa Scitică (17f).

Tab.3

Geometria structurii geologice

Era / fisia	H(m)/(Nr)	1.N+Q	2.J3+J2	3.P2/1+C	3.D2/1	4.(Prz+Ar)
f-1	10 (2)	650	950	2800	3500	9000
f-2	10 (3)	640	1050	2850	3600	9000
f-3	10 (2)	590	1050	2900	3800	9000
f-4	10 (2)	580	1150	3000	4000	9000
f-5	15 (6)	580	1300	3100	4300	9000
f-6	115 (7)	660	1300	3300	4500	9000
f-7	150 (7)	640	1350	3500	4800	9000
f-8	115 (4)	630	1450	3700	5000	9000
f-9	60 (5)	510	1500	3800	5300	9000
f-10	45 (3)	450	1600	3900	5600	9000
f-11	35 (5)	440	1700	4000	5900	9000
f-12	90 (8)	420	1750	3950	6000	9000
f-13	35 (5)	400	1900	4000	5500	9000
f-14	45 (4)	400	2000	4200	5400	9000
f-15	15 (4)	450	2100	4300	5300	9000
f-16	35 (1)	490	2050	4200	5200	9000
f-17	75 (2)	490	2050	4100	5100	9000
f-18	75 (3)	500	2100	4000	5100	9000

Structura fundamentului plăcii Moldovenești (Precambrian), este prezentată în baza datelor de foraj colectate și sistematizate de pe întreg teritoriul Republicii Moldova [6]. Valoarea medie pentru densitate a materialului geologic de vîrstă Arhaic și Proterozoic (Precambrian) este determinată în baza concentrației compușilor chimici, descoperiți în forajele pe teritoriul Moldovei: $3,0 \text{ g/cm}^3$ (gneiss), $3,2 \text{ g/cm}^3$ (gabbroid) și $2,9 \text{ g/cm}^3$ (granit), adică $2,9-3,2 \text{ g/cm}^3$, Tab.4.

Tab.4

Compușii chimici și densitatea, pentru orizontul geologic (fundamentul) Precambrian.

Nr	Complexul	Arhaic			Densitate
	Compușii chimici (%)	gneiss	gabbroid	granit	g/cm^3
1	SiO ₂	64,3	52,1	71,9	2,6
2	Al ₂ O ₃	15,6	18,3	13,6	4,0
3	TiO ₂	0,3	0,8	0,5	4,2
4	Fe ₂ O ₃	1,9	2,0	0,6	5,2
5	FeO	3,1	5,8	1,8	5,7
6	MgO	2,0	8,8	1,3	3,6
7	MnO	0,1	0,2	0,1	5,4
8	CaO	7,1	6,2	2,7	3,3
9	Na ₂ O	4,7	3,4	3,1	2,3
10	K ₂ O	0,4	1,8	4,2	2,3
11	H ₂ O	0,4	0,8	0,1	1,0

Era Paleozoicului, în cadrul modelului nostru, este prezentată de două orizonturi: Permianul (ce include Permian, parțial și Carbonifer), Devonianul (cu perioadele Cambrian, Silurian, Devonian), acest sedimentar a suferit doar transformări epihercinice. În regiunea de sud a Moldovei, orizontul Paleozoicului este caracterizat de intruzii de cuarț, tufite și roci efuzive, pentru adâncimi mai jos de 1100m [6], cu intervalul densităților: 2,40-2,90 g/cm³.

Mezozoicul, în datele de foraj ale regiunii, este prezentat în mare parte de Jurassic [6], [18], [19], pentru care sunt specifice: aleurolitele, gresiile, marnele și argilitele (intervalul densităților: 2,10-2,60 g/cm³).

Cenozoicul, în cadrul profilului ales, este destul de omogen comparativ cu alte sectoare din sudul Moldovei. Prezența stratului de sedimente cuaternare este întreruptă periodic de rețeaua hidrografică a râurilor Ialpuș și Prut, în general constituind grosimi de pînă la 50m, de aceea în mare parte Cenozoicul este caracterizat de orizonturile Neogenului: argile, calcare, marne, gips și nisipuri, cu densități între: 1,50-2,40 g/cm³.

Discuții și concluzii

Drept rezultat al examinării informației geologice (din cele 73 de foraje pentru sudul Moldovei) este structura noului model numeric al profilului geofizic, pe direcția V-E, în regiunea or. Cahul. Numărul de foraje și distribuția acestora, de-a lungul profilului ales, ne permite să delimităm cu precizie înaltă patru orizonturi de referință: Cenozoic, Mezozoic, Paleozoic și Arhaic+Proterozoic. Geometria profilului geologic este: 5km - pe verticală, 45km - pe orizontală, cu pasul discretizării ≈2,5km, iar cel geofizic pînă la 350km - pe verticală [39]. Nu toate celulele din profil conțin foraje de adâncime deoarece am efectuat extrapolarea liniară (valoarea medie pentru adâncime) a orizonturilor celulelor învecinate. Orașului Cahul îi corespund fișiile (f-5) și (f-6), cu extrapolări pentru adâncimi H>2000m.

Cuvertura sedimentară a crustei superioare este amplasată pe fundament Precambrian a Platformei Est Europene (drept o continuitate în adâncime a scutului Ucrainian în direcția SV), cu limita superioară la ≈5-6km (informație geologică), iar cea inferioară la ≈9km (informație geofizică și tomografiere regională) [28], [39]. Adâncimea de așezare a fundamentului este cauzată de prezența fracturilor, amplasate mai la nord de or. Cahul, sub formă de anomalii geofizice, care definesc limitele depresiunii Predobrogene. Fundamentul plăcii Scitice reprezintă un element de tranziție omogen spre structura de adâncime [39], în cadrul modelului nostru. Astfel, devine posibil aplicarea rezultatelor anterioare obținute pentru placa Scitică [17] atât în procesul de consolidare al profilului geofizic, cît și la verificarea rezultatelor finale (estimarea hazardului și riscului seismic). Rezultatul obținut în lucrare este original după orientarea profilului geologic și util pentru simulări numerice ale proceselor seismice și studiu al efectelor locale de sol ale acestora, în sudul Moldovei.

Mulțumiri

Acest studiu a fost susținut financiar și realizat în cadrul Programul ICTP / IAEA STEP. Aici aduc sincere mulțumiri tuturor contribuitorilor în cadrul proiectului STEP: Prof. G.F. Panza, V. Alcaz; Dr. C. La Mura, și Dorotea Calligaro.

Referințe

1. Ризниченко, Ю.В., Друмя, А.В., Н.Я.Степаненко, Сейсмичность и сотрясаемость Карпато-Балканского региона, Кишинев – 1976.
2. M. Radulian, N. Mandrescu, G.F.Panza, E. Popescu, A. Utale, (2000), Characterization of Seismogenic Zones in Romania, Pure and Applied Geophysics. 157, Seismic Hazard of the Circum-Pannonian Region (Eds: G.F.Panza, M. Radulian), ISBN-3764362634, Basel, pp.57-77.
3. Oncescu, M. C., Marza, V. I., Rizescu, M., and Popa, M. (1999), The Romanian earthquake catalogue between 984-1996. In Vrancea Earthquakes: Tectonics, Hazard and Risk Mitigation (Eds. Wenzel, F., Lungu, D., and Novak, O.), Kluwer Academic Publisher, pp. 43-49.
4. Степаненко Н.Я., Друмя, А.В., Симонова Н.А.,(2006), Сильнейшие землетрясения Карпатского региона в XVIII – XX веке, Buletinul Institutului de Geofizică și Geologie al AȘM, ISSN 1857-0046, Nr. 1, с.37-64.
5. Sandu I, Zaicenco A, (2008), Focal mechanism for Vrancea area, Harmonization of seismic hazard in Vrancea zone, (Eds. Zaicenco A., Craifaleanu I., Paskaleva I.), ISBN 9781402092411, ISSN 18746519, Springer, pp 17-46.
6. Молдавская ССР - геологическое описание и полезные ископаемые, Геология СССР, том.45, Министерство Геологии СССР (Г лав. ред. А.В.Сидоренко), Москва-1969, 456 стр.
7. А.Я. Эдельштейн, Геофизические исследования и тектоника, Геологическая изученность СССР период 51-55, Академия наук МССР, Кишинёв-1962, том 44, вып.2, (глав. ред. Д.В. Наливкин), 180с.
8. Alcaz, V., (2005), Earthquake hazard assessment for the Republic of Moldova, Buletinul Institutului de Geofizica si Geologie al ASM, ISSN 1857-0046, Nr.1, p.5-11.
9. Cherniy V.I., Burtiev R.Z., (2006), Mapping of seismic hazard for the territory influenced by earthquakes originated in several Balkan seismic sources, Buletinul Institutului de Geofizică și Geologie al AȘM, ISSN 1857-0046, Nr.2,108-115.
10. Павлов П. П.,(2007), Методика интерпретации макросейсмических данных, Buletinul Institutului de Geologie și Seismologie al AȘM, ISSN 1857-0046, Nr.2, с.19-27.
11. Друмя А.В., Степаненко Н.Я., Илиеш И.И., Симонова Н.А., Алексеев И.В., (2008), Сейсмичность Карпатского региона после сильных землетрясений 30, 31 мая 1990 г, Buletinul Institutului de Geologie și Seismologie al AȘM, ISSN 1857-0046, Nr.2, с.48-56.
12. Alcaz, V., Zaicenco, A., Isiciko, E., (2008), Seismic microzonation of Chisinau: a tool for reducing seismic risk, Harmonization of Seismic Hazard in Vrancea Zone. NATO Science for Peace and Security Series – C: Enviromental Security (Eds: Anton Zaicenco, Iolanda Craifaleanu, Ivanca Paskaleva), ISBN 9781402092411, pp.117-132.
13. Исичко Е.С., Богдевич О.П., Гинсарь В.Н., (2006), Моделирование геометрических и упругих свойств среды на стадии сейсмического микрорайонирования г. Кишинева, Buletinul Institutului de Geofizică și Geologie al AȘM, ISSN 1857-0046, Nr.2, с.39-50.
14. Panza, G. F. (1985), Synthetic Seismograms: The Rayleigh Waves Modal Summation, J. Geophys. 58, 125-145.

15. Panza, G. F., Vaccari, F., Costa, G., Suhadolic, P., Fah, D. (1996), Seismic Input Modelling for Zoning and Microzoning, *Earthquake Spectra* 12, 529-566.
16. Franco Vaccari, M. Yanger Walling, William K. Mohanty, Sankar K. Nath, Akilesh K. Verma, A. Sengupta, and Giuliano F. Panza, (2010), Site-Specific Modeling of SH and P-SV Waves for Microzonation Study of Kolkata, Metropolitan City, India. *Pure and App. Geophys.*, Springer.
17. Radulian M., Vaccari F., Mandrescu M., Panza G. F., Moldoveanu C. L. (1998), Seismic hazard of Romania: Deterministic approach, *The Abdus Salam ICTP-Italy, Miramare-Trieste, IC/98/85*.
18. Radulian M., Vaccari F., Mandrescu M., Panza G. F., Moldoveanu C. L. (2000), Seismic hazard of Romania: Deterministic approach, *Pure and Applied Geophysics*. 157, *Seismic Hazard of the Circum-Pannonian Region* (Eds: G.F.Panza, M. Radulian), pp.221-247.
19. Литосфера-Центральной и Восточной Европы. Восточно-Европейская платформа, (Под ред. А.В.Чекунов), Инст. геофиз. им. С.И.Субботина (А.Н.УССР), ISBN-5120005934, Киев-Наукова Думка, 1989.
20. В.Б.Бурьянов, В.В.Гордиенко и др., (1985), Геофизическая модель тектоносферы Украины, Киев-Наукова Думка, 211 стр.
21. V. Raileanu, A. Bala, F. Hauser, C. Prodehl, W. Fielitz, (2005), Crustal properties from S-wave and gravity data along a seismic refraction profile in Romania, *Tectonophysics* 410, 251-272.
22. A. Bala, M. Radulian, E. Popescu, (2003), Earthquakes distribution and their focal mechanism in correlation with the active tectonic zones of Romania, *Journal of Geodinamics* 36, 129-145.
23. Seghedi A. (2008), Cadrul geologic și structural al terenurilor din jurul Marii Negre, cu privire specială asupra marginii Nord-Vestice, *Hazard Natural: Evenimente Tsunami in Marea Neagra*, 11-26 (Seminar International).
24. Н.Онческу, Геология Румынской Народной Республики, Москва 1960, (под ред. И.В. Высоцкого), 520 с.
25. Visarion M., Sandulescu M., Rosca V., Stanica D., Atanasiu L., (1990), La Dobrogea dans le cadre de l'avant-pays Carpatique, *Rev. Rom. Geophysique*, 34, 55-65.
26. Seghedi A., Stephenson R., Neaga V., Dumitru R., Ioane D., Stovba S., (2003), The Scythian Platform north of Dobrogea (Romania, Moldova, and Ukraine), *EGS-AGU-EUG Join Assembly, Abstracts from the meeting held in Niece, France, 6-11 April 2003*, abstract Nr.14118.
27. Ionesi L., (1994), *Geologia unităților de platformă și a orogenului Nord-Dobrogean*, Ed. Tehnică, București.
28. Săndulescu M., (1984), *Geotectonica României*, Ed. Tehnică, București.
29. Mihaela Popa, (2007), *Contribuții la cunoașterea structurii de adâncime a zonei vrancea*, ISBN 978-973-723-205-2, București-Lucman, 191p. (conducător științific. Dumitru Enescu).
30. Lankreijer, A., Mocanu, V., Cloetingh, S., (1997), Lateral variations in lithosphere strength in the Romanian Carpatians: constraints on basin evolution, *Tectonophysics* 272, volume 277, 269-290.
31. Ioane D. Ion D., (2005), A 3D crustal gravity modeling of the Romanian territory, *Journal of Balkan Geophysical Society*, vol.8, No.4, p.189-198.

32. S.A.P.L., Cloeting, et al, (2007), TOPO-EUROPR: The geoscience of coupled deep Earth-surface process, *Global and Planetary Change*, 58, p. 1-118.
33. Federica Marone, (2003), Doctoral Thesis: Upper mantle S-velocities and crustal thickness in the Eurasia-Africa plate boundary region derived from regional seismograms, Swiss Federal Institute of Technology Zurich.
34. Claudia Piromallo and Andrea Morelli, (2003), P wave tomography of the mantle under the Alpine-Mediterranean area, *Journal of Geophysical Research*, vol. 108, No. B2, 2065.
35. Koulakov, I., Kaba, M. K., et al, (2008), P and S velocity anomalies in the upper mantle beneath Europe from tomographic inversion of the ISC data, Submitted for *Geophys. J. Int.*
36. Morelli, A., and A. Dziewonski, (1993), Body wave traveltimes and a spherically symmetric P- and S- wave velocity model, *Geophys. J. Int.*, 112, 178-194.
37. Dziewonski, A. M., and F. Gilbert, (1976), The effect of small aspherical perturbations on travel times and a re-examination of the corrections for ellipticity, *Geophys. J. R. Astron. Soc.*, 44, pp. 7-16.
38. Kennett B.L.N., Engdahl E.R. & Buland R. (1995), Constraints on seismic velocities in the earth from travel times *Geophys. J. Int*, 122, 108-124.
39. F. Hauser, V. Raileanu, W. Fielitz, A. Bala, C. Prodehl, G. Polonic, A. Schulze, (2001), VRANCEA99-the crustal structure beneath the southeastern Carpathians and the Moesian Platform from seismic refraction profile in Romania, *Tectonophysics* 340, 233-256.
40. Reneta B. Raykova, Giuliano F. Panza, (2006), Surface waves tomography and non-linear inversion in the southeast Carpathians, *Physics of the Earth and Planetary Interiors* 157, Elsevier, 164–180.
41. Thorne L., Wallace C., (1995), *Modern global seismology*, ISBN-012732870-X, pp.102.
42. Catana C., Popescu L., (1997), *Curs de geologie generala*, Universitatea “Stefan cel Mare”, Suceava, 209p.
43. И.В.Блюк, П.Д.Букатчук, В.П.Покатилов, (1985), Геологическая карта 1:200000, Одобрена научно - техническим советом управления геологии Молдавской ССР. (планшет).
44. William Lowrie, (2007), *Fundamentals of geophysics*, Ed. 2nd, Cambridge, ISBN-139-780521859028, pp.185-200.

Primit la redacție 22 decembrie 2010

УДК 550.34.01

Павлов П.П.

Оценка независимости факторов сейсмического риска

Abstract

The subject of the existence of mutual dependence of seismic risk factors relevant for the development of the city of Chisinau has been researched using the methods of mathematical statistics. It has been found that some of the factor pairs are interdependent to a certain extent - a fact that has to be considered during the estimation of the overall risk.

Rezumat

Cu ajutorul metodelor statistice matematice a fost analizat subiectul prezenței interdependenței între factorii de risc seismic actuale pentru dezvoltarea orașului Chișinău. S-a determinat că unele perechi de factori sunt într-o măsură interdependente, fapt ce trebuie să fie luat în considerație la estimarea integrală a riscului.

Резюме

Методами математической статистики исследован вопрос о наличии взаимной зависимости факторов сейсмического риска, актуальных для застройки г.Кишинёва. Установлено, что некоторые пары факторов являются в определённой степени взаимозависимыми, что должно быть учтено при оценке интегральной степени риска.

Перечни факторов сейсмического риска, предлагаемые разными исследователями, весьма разнообразны и могут быть многочисленными (до нескольких десятков [1]). Отсутствие стандартных подходов в этой проблеме вызывает естественный вопрос: всегда ли можно считать выбранные факторы независимыми? Этот вопрос особенно правомерен, когда в рассмотрение берётся большое число факторов.

Если окажется, что факторы уязвимости строений являются в большей или меньшей степени взаимозависимыми, оценка вклада отдельных факторов в общую степень риска будет завышена, т.к. некоторые причины, кроющиеся в разных факторах, будут учтены неоднократно.

В работе [2] перечислены следующие факторы риска, наиболее существенные для уязвимости зданий г. Кишинева:

- F_1 - возраст здания (или количество перенесённых зданием землетрясений);
- F_2 - сейсмический резонанс;
- F_3 - дефицит сейсмостойкости;
- F_4 - степень повреждения зданий, перенёвших сильные землетрясения;
- F_5 - потеря жёсткости, выявленная по результатам инструментальных динамических измерений;
- F_6 - просадочность грунта;
- F_7 - тип здания (материал стен);
- F_8 - конструктивная схема (строительная серия).

База данных, касающихся строений г. Кишинёва [3], представляет собой статистическую совокупность объектов, каждый из которых обладает своим набором сейсмологических, геофизических и строительных параметров, в том числе и тех, которые рассматриваются нами в качестве факторов сейсмического риска. Выявление скрытых зависимостей между ними может быть осуществлено с помощью аналитических методов математической статистики.

На языке статистики исследуемые свойства объектов называются признаками.

Одни из признаков, которые можно упорядочивать (ранжировать), называются порядковыми (в нашем случае к ним относятся возраст здания F_1 , сейсмический резонанс F_2 , дефицит сейсмостойкости F_3 , степень повреждения зданий F_4 и потеря жёсткости F_5), другие, неранжируемые, называются номинальными (такие, как тип здания F_7 и конструктивная схема F_8).

В статистическом смысле рассматриваемая нами база данных [3] является выборкой, т.к. паспортизацией охвачены не все здания города, но эта выборка, благодаря своей масштабности и методологии отбора, является вполне репрезентативной и статистически однородной. Поэтому полученные на основе её статистической обработки результаты будут справедливы для всей территории, которую она представляет.

Каждый из признаков, в целях статистической обработки, делится на определённое число градаций, которое называется размером данного признака.

Для анализа степени возможной взаимосвязи каких-либо двух признаков A и B (или проверки их независимости) составляется матрица сопряжённости признаков, число строк и столбцов которой равны, соответственно, числу градаций первого и второго признаков, а в каждой ячейке на пересечении i -ой строки и j -го столбца указано число объектов, относящихся к i -ой градации по первому признаку и к j -ой градации - по второму. (см. таб. 1).

Число объектов n_{ij} в каждой ячейке (i, j) играет роль фактической клеточной частоты происхождения соответствующего события – в нашем случае, одновременного наличия качеств A_i и B_j . Если статистические события (признаки) A и B являются независимыми, то теоретическая (т.е. наиболее вероятная) частота события (A_i, B_j) может быть вычислена по формуле [4]:

$$t_{ij} = n_i * n_j / n, \quad (1)$$

где:

n_i – сумма частот в i -й строке;

n_j – сумма частот в j -м столбце (так называемые маргинальные частоты);

n – общее количество объектов или объём выборки.

Сравнение теоретической частоты t_{ij} , которая соответствует независимым сопряжённым признакам, и наблюдаемой частоты события n_{ij} может служить критерием для проверки предположения о независимости рассматриваемых признаков.

Количественное сопоставление наблюдаемых и теоретических частот, по А. Брандту и Г. Снедекору, основывается на расчете критерия согласия χ^2 , оценивающего меру близости частот по всем ячейкам таблицы сопряженности [5]:

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j (n_{ij} - t_{ij})^2 / t_{ij}. \quad (2)$$

По теореме К.Пирсона – Р.Фишера, предположение о независимости признаков можно принять, если χ^2 не превосходит критического табличного значения для выбранного уровня статистической значимости α и при $(r-1)(s-1)$ степенях свободы,

где r и s – размеры сравниваемых признаков [5]. На практике принимают $\alpha = 0,05$, т.е. считается, что если гипотеза о близости частот не укладывается в вероятность 5%, то её следует считать маловероятной или неверной [6].

В настоящей работе анализ взаимозависимости факторов риска проведён на базе сейсмогеофизических данных для сектора Ботаника г.Кишинёва. Сравнение произведено для факторов сейсмического риска F_1, F_2, F_3, F_4 и F_7 [3]. Общее число объектов выборки (n) равно 3646.

Ниже приведены матрицы сопряжённости для всех пар этих факторов. Градации первого признака каждой пары составляют столбцы таблиц, градации 2-го признака пары – строки таблиц. Все рассмотренные факторы, кроме F_1 , подразделены на 3 градации. F_1 содержит 4 градации. Соответственно этому, число степеней свободы для пар признаков, включающих фактор F_1 , равно 6, а для остальных пар – 4.

Таб. 1.

Матрицы сопряжённости факторов

Матрица сопряжённости факторов F_1 и F_2						Матрица сопряжённости факторов F_2 и F_4				
$(F_1; F_2)$	0	1	2	3	сумма	$(F_2; F_4)$	1	2	3	сумма
1	772	320	2292	119	3503	1	3470	104	20	3594
2	39	40	38	0	117	2	28	12	6	46
3	13	9	4	0	26	3	5	1	0	6
сумма	824	369	2334	119	3646	сумма	3503	117	26	3646
Матрица сопряжённости факторов F_1 и F_3						Матрица сопряжённости факторов F_2 и F_7				
$(F_1; F_3)$	0	1	2	3	сумма	$(F_2; F_7)$	1	2	3	сумма
1	757	228	270	0	1255	1	272	78	9	359
2	66	129	2059	119	2373	2	159	18	4	181
3	1	12	5	0	18	3	3072	21	13	3106
сумма	824	369	2334	119	3646	сумма	3503	117	26	3646
Матрица сопряжённости факторов F_1 и F_4						Матрица сопряжённости факторов F_3 и F_4				
$(F_1; F_4)$	0	1	2	3	сумма	$(F_3; F_4)$	1	2	3	сумма
1	824	353	2299	118	3594	1	1248	2341	5	3594
2	0	16	30	0	46	2	7	26	13	46
3	0	0	5	1	6	3	0	6	0	6
сумма	824	369	2334	119	3646	сумма	1255	2373	18	3646
Матрица сопряжённости факторов F_1 и F_7						Матрица сопряжённости факторов F_3 и F_7				
$(F_1; F_7)$	0	1	2	3	сумма	$(F_3; F_7)$	1	2	3	сумма
1	53	85	221	0	359	1	36	315	8	359
2	79	45	57	0	181	2	139	42	0	181
3	692	239	2056	119	3106	3	1080	2016	10	3106
сумма	824	369	2334	119	3646	сумма	1255	2373	18	3646
Матрица сопряжённости факторов F_2 и F_3						Матрица сопряжённости факторов F_4 и F_7				
$(F_2; F_3)$	1	2	3		сумма	$(F_4; F_7)$	1	2	3	сумма
1	1235	19	1	1255	2510	1	348	11	0	359
2	2266	88	19	2373	4746	2	170	10	1	181
3	2	10	6	18	36	3	3076	25	5	3106
сумма	3503	117	26	3646	7292	сумма	3594	46	6	3646

Согласно Ф. Йейтсу, если теоретические частоты в некоторых ячейках меньше 5, следует произвести объединение градаций, чтобы снизить влияние случайных ошибок [7].

Что касается присутствия в таблицах сопряженности нулевых значений наблюдаемых частот, т.е. отсутствия в выборке событий для некоторых сочетаний градаций признаков, то это может означать, что, либо объём выборки недостаточно велик, чтобы зафиксировать данную редкую комбинацию признаков, либо что данная комбинация невозможна по каким-то объективным причинам.

Чтобы устранить этот недостаток, на практике прибегают к объединению (укрупнению) градаций признаков [6].

Критические значения χ^2 при пороге вероятности 5% равны: 9,5 для 4 степеней связи и 12,6 для 6 степеней [8]. Для всех рассмотренных нами пар признаков эти пороговые значения существенно превышены (см. строку χ^2 в таб. 2). Тем самым выявлена их статистически значимая взаимозависимость.

Для оценки степени зависимости признаков применяются различные количественные показатели [4]. Одним из наиболее часто употребляемых является нормированный коэффициент взаимной сопряженности Крамера:

$$V^2 = \frac{\chi^2}{m \times \min(r-1, s-1)}. \quad (3)$$

А.А. Чупров предложил формулу, получившую название – *полихорический коэффициент сопряженности или коэффициент Чупрова*:

$$T^2 = \frac{\chi^2}{m \times \sqrt{(r-1)(s-1)}} \quad (4)$$

Оба критерия принимают значения от 0 до 1.

Таб. 2.

Характеристики попарной сопряженности факторов сейсмического риска: критерий согласия (χ^2), коэффициенты сопряженности Крамера (V^2) и Чупрова (T^2).

Пары факторов	$F_1;F_2$	$F_1;F_3$	$F_1;F_4$	$F_1;F_7$	$F_2;F_3$	$F_2;F_4$	$F_2;F_7$	$F_3;F_4$	$F_3;F_7$	$F_4;F_7$
χ^2	135	2007	45,7	221	457	185	516	736	258	43,3
V^2	0,14	0,52	0,08	0,17	0,25	0,16	0,27	0,32	0,19	0,08
T^2	0,12	0,47	0,07	0,16	0,25	0,16	0,27	0,32	0,19	0,08

На практике приняты следующие оценки степени **связи** признаков по величине коэффициента сопряженности

Степень связи	несущественная	Слабая	средняя	существенная
Коэффициент сопряженности	0 – 0,2	0,2 – 0,4	0,4 – 0,6	0,6 – 0,8

Из таб. 2 видим, что для большинства пар признаков не выявлено существенной степени взаимозависимости. Исключение составляют пары F_1-F_3

(зависимость средней степени) и F_3 - F_4 (слабая зависимость). Взаимозависимость пары F_2 - F_3 можно считать несущественной.

Что касается выявленной зависимости между факторами F_1 , F_3 и F_4 , причина этого, по-видимому, заложена в недочётах действовавших ранее стандартов сейсмостойкого строительства. Они явно отражены в параметре F_3 (дефицит сейсмостойкости) и в неявной форме повлияли на признаки F_1 и F_4 . Дело в том, что более возрастные здания, «пострадавшие» от несовершенства сейсмологической теории, перенесли большее количество сильных землетрясений (фактор F_1) и они же получили более существенные повреждения (фактор F_4), будучи недостаточно подготовленными к сейсмическому воздействию. Отсюда вытекает сопряжённость факторов F_1 и F_4 с фактором F_3 .

Заключение

Предположение о взаимной независимости факторов сейсмического риска не подтвердилось ни для одной из рассмотренных пар. Однако оценка степени зависимости также не выявила достаточно сильной их взаимозависимости, за исключением пары F_1 - F_3 (возраст зданий и дефицит сейсмостойкости). Эта особенность должна быть учтена при оценке интегральной степени уязвимости строений города.

Наличие нулевых ячеек в таблицах сопряжённости указывает на необходимость продолжения данного исследования с привлечением более объёмной базы данных, для всего города, включая в рассмотрение все факторы сейсмического риска.

Литература

1. Хакимов Ш.А., Нуртаев Б.С. К вопросу учёта факторов, влияющих на сейсмический риск и экономический ущерб при землетрясениях на урбанизированных территориях. Сейсмическое строительство. Безопасность сооружений. 2005, №6.
2. Алказ В.Г., Павлов П.П. Метод экспертных оценок для определения сейсмического риска. Buletinul Institutului de geologie si Seismologie al ASM, n.2, 2009.
3. Studiul de Fezabilitate “Programul complex de prevenire a calamităților naturale în municipiul Chișinău“. Evaluarea riscului seismic în teritoriul or. Chișinău. ИГС АН РМ. Кишинев, 2009.
4. Аптон Г. Анализ таблиц сопряжённости. М.: Финансы и статистика, 1982.
5. Шитиков, В.К. Количественная гидроэкология: методы системной идентификации / В.К. Шитиков, Г.С. Розенберг, Т.Д. Зинченко. – Тольятти: ИЭВБ РАН. - 2003.
6. Елисеева ИИ, Юзбашев ММ. Общая теория статистики. М.: Финансы и статистика, 2007.
7. Закс Л. Статистическое оценивание. М.: Статистика, 1976.
8. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. «Наука», Москва, 1969.

Дата поступления в редакцию – 22 декабря 2010

УДК 556.56

Буртмев Р.З., Сквитин А.И.*

О применении методов математической статистики в гидрологических исследованиях реки Днестр

Abstract

Statistical methods of research for small sample are applied. The hypothesis about accessories of the selective hydrological data of the river Dniestr of the general totality, having normal law of distribution has appeared plausible. For research homogeneity of hydrological dates autocorrelation function was analyzed. It is shown that by means of ARMA (p, q) and ARIMA (p, d, q) models it is possible to predict levels of a time number.

Rezumat

Sunt aplicate metode statistice pentru eşantioane de mici dimensiuni. Ipoteza de afiliere a datelor selecționate hidrologice ale râului Nistru populației, având o distribuție normală a fost plauzibilă. Pentru a studia staționaritatea slabe de o serie de date hidrologice analizate de către funcția de autocorelație. Se arată că, prin utilizarea ARMA (p, q) și ARIMA (p, d, q), modelele pot prezice nivelul seriilor de timp.

Резюме

Применены статистические методы исследования для малых выборок. Гипотеза о принадлежности выборочных гидрологических данных реки Днестр генеральной совокупности, имеющей нормальный закон распределения оказалась правдоподобной. Для исследования слабой стационарности ряда гидрологических данных анализировалась автокорреляционная функция. Показано, что с помощью ARMA(p,q) и ARIMA(p,d,q) моделей можно предсказать уровни временного ряда.

Введение

По проблеме состояния реки Днестр и гидрохимического состава его воды в последние годы регулярно проводятся Международные конференции: Кишинев 16-17 сент. 2004 г., 7-9 окт. 1999 г., 2-3 окт. 2008 г., Одесса 18-19 сент. 1997 г., Одесса 30 сент.-1 окт. 2009, Тирасполь, 15-16 окт. 2010 [1-6]. Представляется заслуживающими внимания вопросы статистической обработки материалов наблюдений. С этой целью авторами изучены опыт и состояние исследований по использованию методов математической статистики при анализе наблюдений за химическим составом воды рек. Разработанные программы анализа использованы на материалах мониторинга химического состава воды за 2002 – 2008 гг., гидрологического поста “Бендеры”. Использование большей выборки позволит дать объективную оценку тенденциям в состоянии воды р. Днестр.

* НИИ экологии и природных ресурсов (г. Бендеры)

Цели исследования

- Выявление тренда;
- Определение статистической связи между гидрологическими показателями;
- Определение функции распределения в случае малых выборок.

Однородность выборки

Для того чтобы по выборке можно было определить вероятностные параметры генеральной совокупности, выборка должна быть представительной. Этого можно достичь методом отбора данных для выборки. Выборка в гидрологии соответствует схеме бесповторного отбора данных. Предварительным этапом любой статистической обработки должен быть этап проверки однородности статистической выборки в смысле неизменности вероятностных характеристик. Если выборка однородна, то далее можно заниматься обычной статистической обработкой и построением различных вероятностных моделей. Если же выборка неоднородна, то возникает задача обнаружения моментов изменения вероятностных характеристик и разбиения исходной выборки на несколько статистически однородных подвыборок. Мерой однородности статистической совокупности является коэффициент вариации [7-11]:

$$V = \frac{\sigma}{\bar{a}} 100\% , \quad (1)$$

где:

σ – среднеквадратическое отклонение;

\bar{a} – среднее арифметическое выборки.

Совокупность считается однородной, если коэффициент вариации не превышает 33%.

Для показателей: *Ca; Mg; Na+K-; NH₄; HCO₃; CO₂; SO₄; Cl; NO₃; NO₂; CO₂; pH; насыщение кислородом; Si/л; железо общее Fe/л; общая жесткость* коэффициент вариации не превышает 33% (4-й столбец таб. 2). Гипотеза об однородности выборочных данных для этих показателей подтверждается. Величину вариации можно определить и по выборочному среднему линейному отклонению:

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

Наблюдаемые значения вариации показателей указаны во 2-й строке таб.2. Для некоторых показателей имеются однородные выборочные данные.

Ошибки выборочных данных

Исследуемая статистическая совокупность, состав которой может отличаться от состава генеральной совокупности, состоит из значений гидрологических показателей. Это расхождение составляет ошибку выборки. Она зависит от: метода отбора единиц в выборочную совокупность; численности выборки; вариации и т.д. Выборка может содержать выбросы – резко выделяющиеся наблюдения, которые

часто возникают вследствие ошибок измерений. Величина $\gamma = \sigma/w$ может указать на наличие выбросов в выборке. Для нормально распределенной выборки $\gamma = 1, 2$. Чем больше величина γ , тем больше доля выбросов в выборке [7].

Ошибка выборки – ошибка представительности – относится к случайным ошибкам, и она не должна превышать допустимую погрешность. Ошибка определяется как разница между выборочными и генеральными параметрами. В данном случае вычисляется ошибка представительности выборочной средней:

$$\varepsilon_{\bar{x}} = \bar{x} - \mu \quad (3)$$

Распределение ошибок выборочной средней стремится к нормальному распределению независимо от закона распределения генеральной совокупности. Для того чтобы вычислить погрешность выборки, нужно определить величину средней ошибки выборочной средней:

$$\delta_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \quad (4)$$

где σ среднее квадратическое отклонение генеральной выборки.

Для малых выборок соотношение между генеральной дисперсией и ее выборочной оценкой определяется формулой:

$$\sigma^2 = s^2 \frac{n}{n-1} \quad (5)$$

Следовательно, для малых выборок формула (4) имеет вид:

$$\delta_{\bar{x}} = \frac{s}{\sqrt{n-1}} \quad (6)$$

Отклонение выборочного среднего от теоретического значения, соответствующее вероятности $F(t)$, вычисляется по формуле:

$$\varepsilon_{\bar{x}} = t \frac{s}{\sqrt{n-1}}, \quad (7)$$

где t – табличное значение, соответствующее интегралу вероятностей Лапласа.

В 5-ой строке таб. 2 приводятся 95%-ные значения предельных ошибок выборки.

Объем выборки, необходимый для получения требуемой точности результатов с заданной вероятностью $F(t)$ определяется по формуле [10]:

$$n = \frac{t^2 \sigma^2}{\Delta^2}, \quad (8)$$

где Δ – допустимая погрешность.

В строке 8, таб. 2, приводятся 95%-ные значения объема выборки для гидрологических показателей.

Если выборочные оценки являются несмещенными и эффективными, то на их основе можно определить характеристики генеральной совокупности.

О нормальном распределении выборочной совокупности данных

Для малых выборок на соответствие нормальному закону распределения наблюдений могут указать значения асимметрии и эксцесса. Для симметричных распределений 3-й центральный момент $\mu_3 = E[(X-\mu)^3] = 0$.

В случае симметричности распределения нормированный коэффициент асимметрии:

$$a = \frac{\mu_3}{\sigma^3} \quad (9)$$

также равен 0. Проверяется гипотеза $H_0: a=0$ против альтернативы $H_1: a \neq 0$. Величина эксцесса представляет собой отношение центрального момента 4-го порядка к квадрату дисперсии:

$$\varepsilon = \frac{\mu_4}{\sigma^4} \quad (10)$$

В случае нормального закона $\varepsilon=3$. Проверяется гипотеза $H_0: \varepsilon=3$, при альтернативной гипотезе $H_1: \varepsilon \neq 3$.

Если для выборочных значений асимметрии и эксцесса одновременно выполняются неравенства:

$$\left| a \right| < 1,5 \sqrt{\frac{6(n-2)}{(n+1)(n+3)}}; \left| \varepsilon + \frac{6}{n+1} \right| < 1,5 \sqrt{\frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)}}, \quad (11)$$

то гипотеза о нормальном распределении выборочных данных принимается [11].

Для практических приложений удобно пользоваться правилом - если для значений асимметрии или эксцесса выполняется одно из неравенств:

$$\left| a \right| \geq 2 \sqrt{\frac{6(n-2)}{(n+1)(n+3)}}; \left| \varepsilon + \frac{6}{n+1} \right| \geq 2 \sqrt{\frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)}},$$

то гипотеза о нормальном распределении отвергается.

Из строк 3-4 таб. 2 видно, что для некоторых показателей гипотеза о нормальном распределении правдоподобна.

Для проверки нормальности распределения малых выборок, численностью от 8 до 50, разработан W критерий Шапиро и Уилка, основанный на распределении порядковых статистик. Этот критерий при наличии ограниченного объема данных является более мощным для проверки гипотезы о нормальном распределении, чем применяемые обычные критерии согласия [12]. Если коэффициент вариации $V < 0,3$, то обычно для малых выборок в первом приближении принимается нормальный закон распределения. [12-18]. Критерий рекомендуется применять при отсутствии априорной информации о типе возможного отклонения от нормальности в тех случаях, когда в качестве альтернативы можно выбрать гипотезу следующего вида: симметричное распределение с $a < 1/2$ и $\varepsilon < 3$ или асимметричное распределение с $a > 1/2$. Для применения критерия W из наблюдаемой выборки $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ составляется порядковая статистика $x_{(1)}, x_{(2)}, x_{(3)}, \dots, x_{(n)}$. Далее вычисляется величина:

$$S = \sum_{j=1}^k c_j (x_{n+1-j} - x_j) , \quad (12)$$

где индекс j изменяется от 1 до $n/2$ или от 1 до $(n-1)/2$, при четном и нечетном значении n соответственно. Коэффициенты $c_j, j=1,2,\dots,k$, суть табличные константы для n от 3 до 50.

Выборочная статистика W критерия Шапиро - Уилка вычисляется по формуле:

$$W = \frac{S^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (13)$$

Если $W < W(\alpha)$, где $W(\alpha)$ — табличные значения, то нулевая гипотеза о принадлежности выборочных данных нормально распределенной генеральной совокупности отклоняется при уровне значимости α . Приближённая вероятность получения эмпирического значения W при гипотезе H_0 вычисляется по формуле $P = \Phi(z)$, где $\Phi(z)$ — функция стандартного нормального распределения статистики критерия Шапиро-Уилка, для которой значение аргумента определяется по формуле:

$$z = \gamma + \eta \ln \left(\frac{W - \varepsilon}{1 - W} \right) \quad (14)$$

где $\gamma, \eta, \varepsilon$ - табулированные константы.

В столбце 13 таб.2 приведены значения (2), (3) и пороговое значение W критерия, соответствующее уровню значимости $\alpha=0,05$. Для таких показателей, как температура, Ca, Mg, NH₄, HCO₃, CO₂, SO₄, Cl, CO₂, pH; насыщение кислородом; Si/л; железо общее Fe/л; общая жесткость; цветность; прозрачность - гипотеза о принадлежности к нормально распределенной генеральной совокупности оказалась правдоподобной. При принятии решения о тесноте корреляционной связи принято пользоваться правилом из таб. 1. На практике для словесной характеристики величин коэффициента корреляции применяется правило из таб.1.

Таб. 1

Значимость корреляции	
Значение коэффициента корреляции	Теснота связи
$0 < r \leq 0,2$	практически отсутствует
$0,2 < r \leq 0,5$	слабая
$0,5 < r \leq 0,7$	умеренная
$0,7 < r \leq 0,9$	сильная
$0,9 < r \leq 1$	функциональная

Таб. 2.

Статистические характеристики гидрологических показателей.

Статистика	Номер признака	Объем выборки	Коэффициент вариации	σ/ω	Асимметрия	Экцесс	Ошибка выборки	95% верхний	95% верхний интервал	95% объем выборки	Анализ тренда	Критерий Шапиро
Цветность	29	5	58,4	1,32	1,57 1,22	2,04 1,0	7,68	3,3	18,6	7	-1,4 3,26	W=0,78 Z=-2,45 W(α)=0,7
Жесткость	27	7	12,2	1,18	-0,24 1,22	-1,58 1,32	0,45	4,2	5,09	8	0 2,57	W=0,87 Z=-1,44 W(α)=0,8
Fe /л	26	6	26	1,21	-0,075 1,23	-1,55 1,19	0,01	0,04	0,05	8	0 2,77	W=0,91 Z=-0,77 W(α)=0,8
Si/л	25	7	8,5	1,15	-0,023 1,22	-2,21 1,32	0,23	3,2	3,66	7	0 2,57	W=0,98 Z=-1,25 W(α)=0,8
NO ₂	22	11	80,8	1,38	1,99 1,13	3,32 1,53	0,02	0,02	0,04	13	-1,03 2,26	W=0,67 Z=-3,48 W(α)=0,8
NO ₃	21	11	74,3	1,58	2,53 1,13	6,98 1,53	1,26	1,5	4,0	15	-1,03 2,26	W=0,68 Z=-3,45 W(α)=0,8
Cl	20	9	21,8	1,3	0,04 1,18	-0,78 1,47	5,62	35,5	42,7	11	-0,54 2,36	W=0,96 Z=0,68 W(α)=0,8
SO ₄	19	9	16,3	1,18	0,57 1,18	-1,04 1,47	8,72	68,7	86,1	10	-0,54 2,36	W=0,92 Z=-0,42 W(α)=0,8
CO ₂	18	5	26,1	0,59	-0,39 1,22	-2,66 1,0	0,31	0,9	1,52	6	0,86 4,3	W=0,86 Z=-1,48 W(α)=0,7
HCO ₃	17	7	9,7	1,39	1,08 1,22	1,436 1,322	15,7	186	217,	11	1,81 2,57	W=0,93 Z=-0,15 W(α)=0,8
NH ₄	16	11	40	1,17	-0,16 1,13	-1,47 1,53	0,09	0,28	0,46	11	-0,52 2,26	W=0,93 Z=-0,15 W(α)=0,8
Na ⁺ K	15	7	54,4	1,47	1,88 1,22	3,9 1,32	19,9	25,8	65,7	10	1,21 2,57	W=0,79 Z=-2,37 W(α)=0,8
Mg	14	7	24,3	1,36	0,173 1,22	0,6 1,3	3,0	12,6	18,6	12	1,2 2,57	W=0,97 Z=1,08 W(α)=0,8
Ca	13	7	7,7	1,48	1,78 1,22	3,61 1,32	3,9	60,0	67,8	11	-0,6 2,57	W=0,94 Z=0,13 W(α)=0,8
pH	11	7	1,8	1,35	-0,59 1,22	0,2 1,32	0,11	7,87	8,1	11	0,6 2,57	W=0,94 Z=-0,13 W(α)=0,8
CO ₂	9	5	30	0,9	1,52 1,22	2,6 1,0	0,79	1,9	3,45	8	-1,44 3,18	W=0,94 Z=0,13 W(α)=0,7
O ₂	8	7	43,8	1,57	-1,3 1,22	3,02 1,32	24,9	46,2	96,0	13	-1,15 2,44	W=0,88 Z=-1,14 W(α)=0,8
Прозрачность	5	7	41,6	1,37	0,94 1,22	1,39 1,322	5,64	11,3	22,6	12	0 2,44	W=0,94 Z=0,13 W(α)=0,8
Температура	4	7	71,7	1,23	-0,21 1,22	-1,52 1,322	4,86	3,61	13,3	8	1,09 3,18	W=0,93 Z=-0,34 W(α)=0,8

Применение методов временных рядов в гидрологических данных

Гидрологические показатели упорядочены в порядке возрастания временного параметра, т.е. являются временными рядами. Отдельные наблюдения временного ряда называются уровнями этого ряда. Уровни временного ряда, как правило, не являются статистически независимыми. Кроме того, члены временного ряда не являются одинаково распределенными. Уровни ряда могут принимать детерминированные или случайные значения.

Главной задачей в приложении временных рядов является предсказании будущих значений ряда. Модель, способная объяснить прошлые значения, способна объяснить и будущие значения ряда.

В гидрологических исследованиях уровень может рассматриваться как реализация случайной величины.

Временные ряды могут содержать следующие компоненты:

- тренд;
- сезонную компоненту;
- циклическую компоненту;
- случайную составляющую.

Иногда при графическом анализе можно определить компонентный состав временных рядов. Если при графическом анализе не выделяется тренд во временном ряду, то нужно выяснить, существует ли он вообще. Одним из способов определения тенденции развития в динамических рядах является метод аналитического выравнивания. При этом методе исходные уровни ряда динамики x_j заменяются теоретическими или расчетными \bar{y}_j , которые представляют собой математическую функцию времени, выражающую общую тенденцию развития временного ряда. Чаще всего в качестве такой функции выбирают прямую, параболу, экспоненту.

Для количественной оценки тенденции во временных рядах можно использовать абсолютные приросты показателей. При этом сравниваются соседние уровни временного ряда:

$$\Delta x_j = x_j - x_{j-1} \quad (15)$$

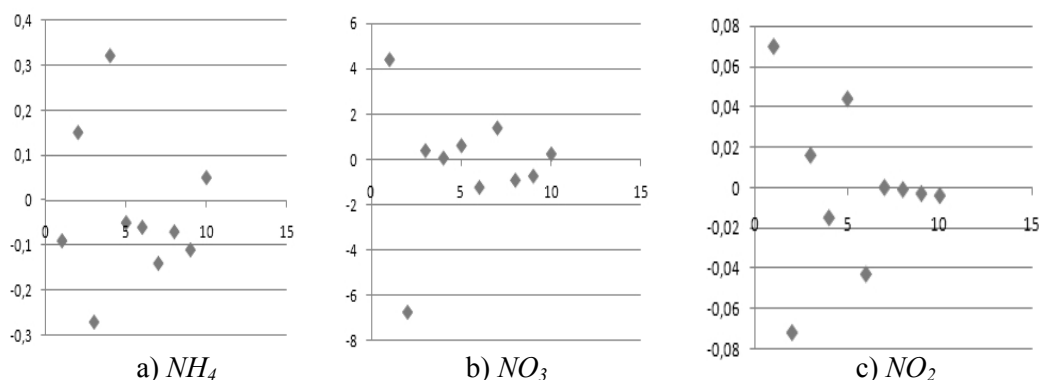


Рис. 1. График последовательных разностей.

Если значения $\Delta x_j, j=1, \dots, n$, (приблизительно одинаковы, то это указывает на равномерный характер развития динамического ряда. Для наблюдаемых значений гидрологических показателей NH_4 ; NO_3 ; NO_2 видна тенденция в приростах показателей (рис. 1) Для остальных показателей это предположение не подтвердилось. Отсутствие четко выраженной тенденции в цепных показателях прироста - они варьируют вокруг среднего уровня - означает наличие во временном ряду линейного тренда.

Одним из наиболее часто используемых способов проверки наличия тенденции в динамическом ряду является метод Фостера-Стюарта [18]. Сравнивая каждый уровень ряда x_j , со всеми предшествующими уровнями вычисляются вспомогательные характеристики m_j и l_j :

$$m_j = \begin{cases} 1, & \text{если } x_j > x_{j-1}, x_{j-2}, \dots, x_1 \\ 0, & \text{в противном случае} \end{cases}$$

$$l_j = \begin{cases} 1, & \text{если } x_j < x_{j-1}, x_{j-2}, \dots, x_1 \\ 0, & \text{в противном случае} \end{cases}$$

Далее вычисляется характеристика:

$$D = \sum_{j=2}^n d_j, \quad (16)$$

где $d_j = m_j - l_j$ для всех $j = 2, \dots, n$.

Для проверки гипотезы об отсутствии тренда, т.е. $D=0$, вычисляется статистика:

$$t = \frac{D}{\sigma_d}, \quad (17)$$

где σ_d – среднеквадратическая ошибка величины D :

$$\sigma_d \approx \sqrt{2 \ln n - 0,8456} \quad (18)$$

Выборочные значения статистики (17) сравниваются с табличными значениями t -распределения Стьюдента для уровня значимости α и числа степеней свободы $\sqrt{= n-1}$ [18-20]. Из строки 9 таб. 9 видно, что выборочные значения статистики (17) для всех показателей меньше табличных значений. Следовательно, гипотеза об отсутствии тенденции в гидрологических данных правдоподобна.

Более строгим критерием для обнаружения линейного тренда являются регрессия уровней ряда u на t и проверка значимости коэффициента регрессии. Значимость F статистики позволяет проверить значимость уравнения регрессии, т.е. установить, соответствует ли модель регрессии экспериментальным данным. По значению статистики F проверяется гипотеза равенства нулю всех коэффициентов модели. Значимость F – вероятность того, что при гипотезе равенства нулю всех коэффициентов регрессии F -статистика больше выборочного значения Fq . Уравнение регрессии значимо на уровне α , если $Fq > F_t$, где F_t - табличное значение F -критерия Фишера. Для показателей NH_4 , SO_4 , Cl , NO_3 ,

NO_2 , общая жесткость гипотеза о незначимости регрессии подтвердилась, т.е. тренд не обнаружен. Для остальных показателей недостаточно данных.

На стационарность временного ряда может указать отсутствие на его графике тренда и периодической составляющей. Характер изменения со временем разброса уровней временного ряда также указывает на наличие или отсутствие стационарности [21]. Для исследования свойства стационарности вычисляется выборочная автокорреляционная функция – коррелограмма:

$$ACF(l) = \frac{\sum_{k=l+1}^n (y_k - \bar{y})(y_{k-l} - \bar{y})}{\sum_{k=1}^n (y_k - \bar{y})^2} \quad l=1,2,\dots,n-1. \quad (19)$$

Автокорреляционная функция – математическое ожидание произведений отклонений уровней ряда, сдвинутых на шаг (лаг) L .

Коррелограмма стационарного временного ряда быстро убывает со временем, сходится к нулю через несколько шагов. Если график показывает, что ACF убывает медленно, с колебаниями, то это указывает на наличие тренда, т.е. среднее значение и дисперсия уровней ряда меняются со временем. Коэффициент автокорреляции, как и линейный коэффициент корреляции, определяет тесноту линейной связи текущего и предыдущего уровней временного ряда.

Исследование стационарности временного ряда

Предполагается слабая стационарность временного ряда, т.е. среднее и дисперсия не зависят от времени.

Избавление от нестационарности:

1. Выделить тренд и сезонность, т. е. неслучайную составляющую временного ряда.
2. Если ряд представляет “случайное блуждание”, то взятие последовательных разностей уровней делает ряд стационарным [18-22].

Для прогноза уровней временного ряда можно использовать $ARMA$ и $ARIMA$ -модели [18-25]. Под $ARMA(p,q)$ моделью ряда подразумевается сумма процессов авторегрессии (AR) и скользящего среднего (MA):

$$x_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j x_{t-j} - \sum_{n=1}^q \beta_n \varepsilon_{t-n} + \xi_t \quad (20)$$

Значение ряда в данный момент времени является линейной функцией его прошлых значений. Модель авторегрессии (AR) связывает переменную с собственным прошлым и “белым шумом”, а модель скользящего среднего (MA) связывает данное значение ряда с данными и предыдущими значениями “белого шума”. Корреляция r_k между уровнями x_t и x_{t-k} , где k – лаг, соответствует коэффициенту α_k авторегрессии, $\alpha_k = r_k/r_0$.

Нестационарный ряд можно свести к стационарному ряду, взяв последовательные разности некоторого порядка:

$$\Delta x_j = x_j - x_{j-1}, \quad \Delta^2 x_k = \Delta x_k - \Delta x_{k-1}, \dots, \quad \Delta^d x_l = \Delta^{d-1} x_l - \Delta^{d-1} x_{l-1}. \quad (22)$$

Если d раз суммировать интегрированный ряд порядка d , то вернется исходный ряд.

Если ряд является реализацией нестационарного $ARMA(p,q)$ - процесса, то можно исследовать, станет ли ряд стационарным после d -кратного интегрирования. Когда ряд, составленный из конечных разностей порядка d нестационарного временного ряда X_t , становится стационарным, то это означает, что ряд X_t является интегрируемым порядка d [21-27]. Нестационарные временные ряды могут моделироваться как $ARIMA$ -модели. Это наиболее популярная параметрическая модель временного ряда. $ARIMA$ - модель ($ARIMA = \text{Auto-Regressive Integrated Moving Average}$) основана на 3-х составляющих процесса: авторегрессии порядка p ; скользящего среднего порядка q ; “белого шума” $\xi_t \sim N(0, \sigma^2)$. Математическая форма модели имеет вид [21-25]:

$$\Delta^d x_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta^d x_{t-j} - \sum_{n=1}^q \beta_n \varepsilon_{t-n} + \xi_t \quad (23)$$

Проблемой является выбор для данного временного ряда подходящих порядков. $ARIMA$ – процесс определяется выбором подходящих порядков интегрирования, авторегрессии и скользящего среднего, т. е. выбор d , p и q . Эта проблема частично решается визуальным анализом автокорреляционной – ACF , и частной автокорреляционной функцией временного ряда – $PACF$.

По поведению $PACF$ определяется порядок AR и по поведению ACF – порядок MA . Но прежде необходимо оценить, есть ли в ACF и $PACF$ какие-либо закономерности. При наличии закономерности в ACF в модель включается только AR , а при наличии закономерности в $PACF$ в модель включается только MA . На рис. 2-3 показаны графики ACF и $PACF$ исходных рядов для самых представительных показателей выборки – NH_4 , NO_3 , NO_2 . Что касается порядков, то он определяется номером лага, на котором происходит выступ за границу доверительного интервала. Коррелограммы ACF (рис.2) показателей NH_4 , NO_2 синусоидально затухают, наблюдается некоторая тенденция, т.е. в модель нужно включать только AR . Из коррелограммы $PACF$ видно, что AR имеет порядок 0 для всех показателей. На коррелограммах $PACF$ рис.3 всех показателей закономерность отсутствуют, и не происходит выступ за границы доверительного интервала.

На графике ACF - рис. 2, показаны автокорреляционная функция для различных лагов, верхний и нижний границы 95% доверительного интервала для коэффициента корреляции между уровнями временного ряда. Если значение коэффициента находится в пределах интервала, то гипотеза H_0 , о равенстве нулю автокорреляции принимается. В пакете SPSS для проверки гипотезы о значимости коэффициентов автокорреляции применяется критерий Льюнга-Бокса:

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{\tau=1}^m \frac{r_{\tau}^2}{T-\tau} \sim \chi^2(m) \quad (24)$$

При помощи конструктора моделей временных рядов в пакете SPSS была получена модель $ARIMA(0,0,0)$ для показателей NH_4 , NO_3 , NO_2 , т.е. в предсказании уровней участвует только константа.

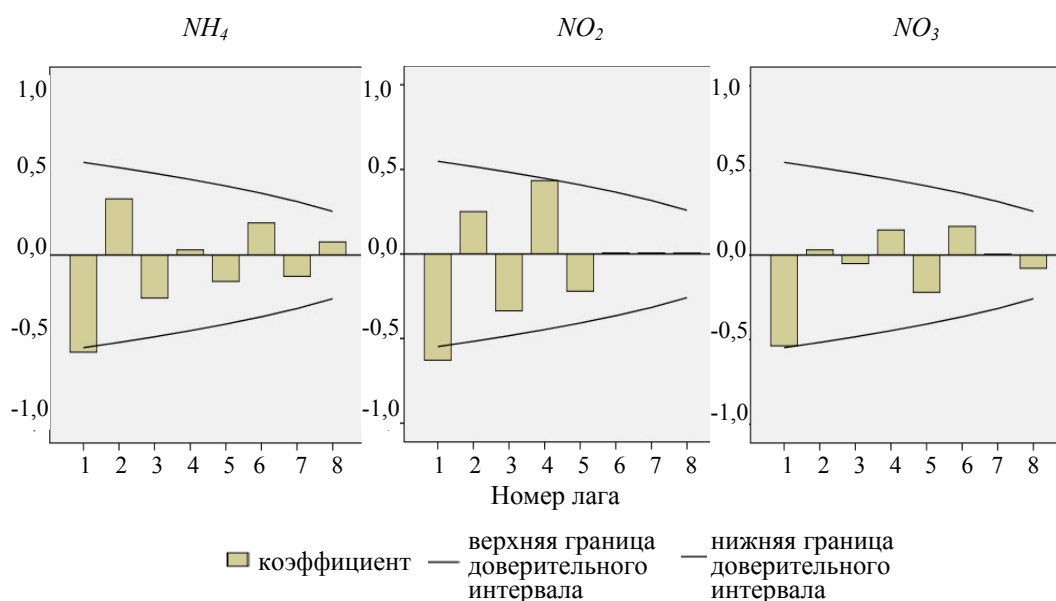


Рис. 2. Автокорреляционная функция

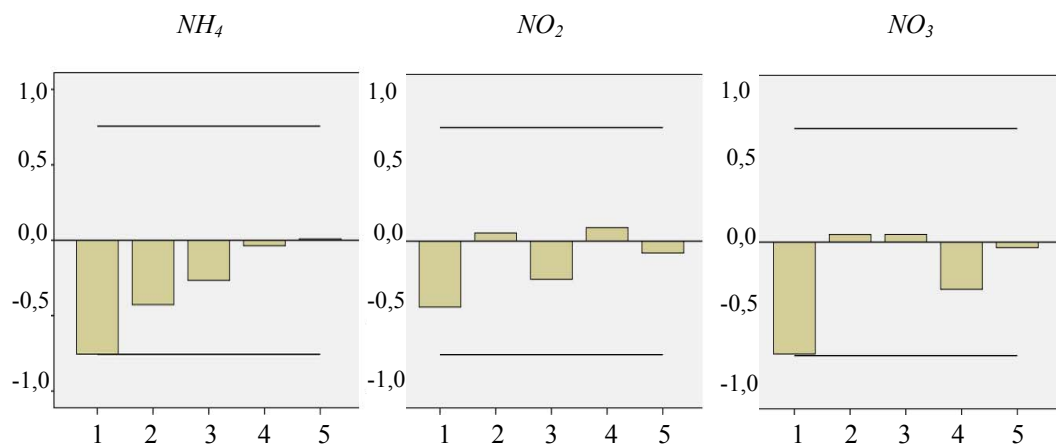


Рис. 3. Частная автокорреляционная функция

Таб. 3.

Коэффициенты автокорреляции показателя NH_4

Lag	Autocorrelation Value	Std. Error	Box-Ljung Statistic		
			Value	df	Sig.
1	,331	,264	1,569	1	,210
2	,270	,251	2,729	2	,256
3	-,176	,237	3,282	3	,350
4	-,167	,221	3,853	4	,426
5	-,240	,205	5,230	5	,388
6	-,085	,187	5,439	6	,489
7	-,084	,167	5,689	7	,576
8	-,176	,145	7,165	8	,519
9	-,098	,118	7,847	9	,550

Таб. 4.

Коэффициенты автокорреляции показателя NO_3

Lag	Autocorrelation Value	Std. Error	Box-Ljung Statistic		
			Value	df	Sig.
1	-,439	,309	2,028	1	,154
2	,237	,282	2,736	2	,255
3	-,327	,252	4,425	3	,219
4	,299	,218	6,303	4	,178
5	-,248	,178	8,242	5	,143

Таб. 5.

Коэффициенты автокорреляции показателя NO_2

Lag	Autocorrelation Value	Std. Error	Box-Ljung Statistic		
			Value	df	Sig.
1	-,745	,309	5,835	1	,016
2	,578	,282	10,044	2	,007
3	-,424	,252	12,873	3	,005
4	,174	,218	13,507	4	,009
5	-,048	,178	13,581	5	,019

Таб. 6. содержит предсказанные значения уровней ряда для показателей NH_4 , NO_3 , NO_2 на период 2001-2020 гг.

Таб. 6.

Предсказанные значения ряда

	NH_4	NO_3	NO_2
1	0,5	0,02	4,8
2	0,47	0,09	4,37
3	0,44	0,02	4,42
4	0,41	0,03	3,79
5	0,38	0,02	3,26
6	0,36	0,06	2,8
7	0,33	0,02	2,44
8	0,3	0,02	2
9	0,27	0,02	1,74
10	0,25	0,02	1,41
11	0,22	0,01	1,04
12	0,19	0,01	0,74
13	0,16	0	0,39
14	0,13	0	0,04
15	0,11	0	-0,32
16	0,08	0-,01	0-,67
17	0,05	0-,01	-1,02
18	0,02	0-,01	-1,37
19	0	0-,02	-1,72
20	-0,03	0-,02	-2,07

Теперь рассмотрим цепной ряд (15). Для показателей NH_4 , NO_2 получены $ARIMA(1,0,0)$ модели – модели авторегрессии 1-го порядка:

$$x_t = -0,28 - 0,589x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad x_t = -0,002 - 0,633x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (25)$$

для переменных NH_4 , NO_2 соответственно. Для этих моделей выполняется условие стационарности $|\alpha| < 1$, где α - коэффициент при переменной x_{t-1} [22-25]. Если ряд является “белым шумом”, или же в нем присутствует “белый шум”, то ряд не моделируется. Для проверки данного предположения используется критерий Дикки-Фуллера на единичные корни [22-24]:

$$t_q = \frac{\alpha - 1}{s_\alpha}, \quad (26)$$

где:

α - коэффициент авторегрессии;

s_α – стандартная ошибка оценки.

Выборочные значения $t_1 = -1,4$, $t_2 = -1,34$ статистики теста на единичный корень меньше, т.е. гипотеза о существовании единичного корня принимается, следовательно, временной ряд содержит “белый шум”.

Суммируя полученные значения цепного ряда, вернемся к наблюдаемым и предсказанным значениям исходных рядов таб. 6. Коррелограмма остатков ACF и $PACF$ не имеет выходов за границы доверительного интервала, т.е. модель является адекватной.

Выводы

На практике большинство рядов являются нестационарными, так что характеристики ряда меняются с течением времени. Нестационарный ряд можно свести к стационарному ряду, взяв последовательные разности некоторого порядка. Малый объем выборки не позволяет увеличить порядок разности – порядок интегрируемости временного ряда. На малых выборках статистические оценки ведут себя непредсказуемым образом. Этим фактом можно объяснить неоднозначность в исследовании стационарности во временных рядах. Для обнаружения линейного тренда применялась регрессия уровней ряда u на t и проверка значимости коэффициента регрессии. По F -критерию Фишера гипотеза о незначимости регрессии подтвердилась, т.е. тренд не обнаружен. В пакете SPSS по критерию Льюнга-Бокса подтвердилась гипотеза об отсутствии корреляционной связи между уровнями временного ряда.

Литература

1. Сохранение биоразнообразия бассейна Днестра: Матер. Междунар. конф. Кишинев, 7-9 окт. 1999 г.
2. Интегрированное управление природными ресурсами трансграничного бассейна Днестра: Матер. Междунар. конф. Кишинев, 16-17 сент. 2004 г.
3. Международное сотрудничество и управление трансграничным бассейном для оздоровления реки Днестр. Одесса 30 сент.-1 окт. 2009.
4. Эколого-экономические проблемы Днестра: Тез. докл. Междунар. Научно-практ. сем. Одесса 18-19 сент. 1997 г.

5. Международная конференция "Управление бассейном трансграничной реки Днестр и Водная рамочная директива Европейского Союза". Кишинев 2-3 октября 2008 г.
6. Международная научно-практическая конференция «Бассейн реки Днестр: экологические проблемы и управление трансграничными природными ресурсами» Тирасполь, 15-16 окт.2010
7. Jean Welkowitz, Robert V. Ewen, Jacob Cohen. Introductory Statistics. Harcourt Brace Jovanovich, Publishers. Printed in the USA.
8. М. Физ. Wahrscheinlichkeitsrechnung und Mathematische Statistik. VEB Deutscher Verlag der Wissenschaften. Berlin. 1966. 551s.
9. М. Дж. Кендалл, А. Стьюарт. Статистические выводы и связи. Наука. Москва. 1973. 898с.
10. И.И.Елисеева, М.М.Юзбашев. Общая теория статистики. М.: Финансы и статистика, 2004. 656 с.
11. В.С. Мхитарян, Л.И. Трошин, Е.В. Астафьева, Ю.А. Миронкина. Теория вероятностей и математическая статистика. Москва. 2010. 240с.
12. Дуброва Т.А., Архипова М.Ю. Статистические методы прогнозирования в экономике: М., 2004. 136 с.
13. Ишемгузин И.Е., Атнагулов А.Р., Зотов А.Н., Ишемгузин Е.И. Специальные критерии согласия для малой выборки при оценке надежности нефтепромыслового оборудования. Уфимский государственный нефтяной технический Университет. г. Уфа. 2003 г.
14. В.А. Колемаев, О.В. Староверов, В.Б. Турундаевский. Теория вероятностей и математическая статистика. Москва. Высшая Школа. 1991. 400 с.
15. Гаральд Крамер. Математические методы статистики. Москва. Мир. 1975. 648с.
16. Р. Аллен. Математическая экономика. Москва. Иностранная литература. 1963. 576 с.
17. А.Я. Боярский. Математика для экономистов. Москва. Госстатиздат ЦСУ СССР. 1961г. 464с.
18. Н.В. Смирнов, И.В. Дунин-Барковский. Курс теории вероятностей и математической статистики. Москва. Наука. 1965. 512с.
19. Т.А. Дуброва. Статистические методы прогнозирования в экономике. Москва. 2004. 136с.
20. Дж. Бендат, А. Пирсол. Прикладной анализ случайных данных. Москва. Мир. 1989. 540с.
21. М. Кендал. Временные ряды.. Москва. 1981. 198с.
22. Кисляк Н. В. Эконометрика. Екатеринбург. 2007. 153с.
23. Wolfgang Polasek. Die Analyse von Arima-Prozessen. Forschungsbericht. Nr 140. Wien. 1979. 180 s.
24. Marcel Dettling. Angewandte Zeitreihenanalyse. Zürcher Hochschule für Angewandte Wissenschaften. Zürich. 2008.
25. Helge Toutenburg Christian Heumann Deskriptive Statistik. Eine Einführung in Methoden und Anwendungen mit R und SPSS. 2008. Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
26. Н. И. Шанченко. Лекции по эконометрике. Ульяновск. 2008. 139 с.

Дата поступления в редакцию - 23 дек 2010

УДК 550.34.042.4

Sandu I.

Magnitudinea m_b a catalogului ISC

Abstract

Statistical analysis of 214 seismic events data set, for Vrancea region, reported by the ISC Bulletin for the period 1965-2010 with $M \geq 4,5$, have revealed the dispersive nature of volume wave magnitude values reported by each station. This could be explained by imperfection of applied empirical relationship on determining the magnitude values and indicates the low degree of precision in determining the overall magnitude m_b for events with a small number of ISC magnitude station's reporting.

Introducing correlation coefficient of focal mechanism and soil conditions would extend the scope of the mediation procedure for small set of magnitude reports on the magnitude for each seismic event.

Rezumat

Analiza statistică al setului de 214 evenimente seismice din regiunea Vrancea, raportate de Buletinul ISC, pentru perioada 1965-2010, cu $M \geq 4,5$ au scos în evidență natura statistică dispersivă a valorilor magnitudinii undelor de volum, raportate de fiecare stație, ce poate fi explicată de imperfecțiunea relației empirice aplicate la determinarea magnitudinii. Acest fapt indică gradul scăzut de precizie în determinarea valorii globale ai magnitudinii m_b , pentru evenimente cu un număr redus al raportării pe stații, prin metoda medierii aritmetice, standard aplicat de ISC. Introducerea coeficienților de corelare a mecanismului focal și condițiilor de sol, ar extinde aplicabilitatea procedurii de mediere și pentru seturile, cu un număr redus de raportări în magnitudine pe eveniment seismic.

Резюме

Статистический анализ данных 214 сейсмических событий с $M \geq 4.5$ Бюллетеня ISC для области Вранча, за период 1965-2010, выявил дисперсионный характер значения магнитуды m_b , представленной каждой станцией. Это можно объяснить несовершенством применяемых эмпирических зависимостей при определении величин магнитуд и указывает на низкую степень точности в оценке общей величины m_b (в случаях с малым числом отчетов станций ISC с определениями магнитуд).

Представление коэффициента корреляции механизма очага и локальных грунтовых условий, возможно, расширит рамки использования стандартной процедуры усреднения значений магнитуд и для сейсмических событий с меньшим числом отчетов, содержащих сведения о магнитудах по отдельным станциям.

Introducere

Magnitudinea, inițial definită de Richter [1] drept măsură a dimensionalității energetice a evenimentelor seismice, reprezintă parametrul de sursă cheie în studiul seismicității, impactului seismic, riscului și hazardului seismic (deterministic și probabilistic). Varietatea largă a scărilor de magnitudini are la bază origine pur aplicativă, cu cea mai raspindită scară de magnitudini m_b , definită prin expresia empirică convențională [2]:

$$M = \log[A/T] + Q(h, \Delta), \quad (1)$$

unde T, A reprezintă perioada și amplitudinea undelor mecanice, înregistrate la stațiile seismice, ce sunt situate la distanțe epicentrale (Δ) de la evenimentul seismic, produs la adâncimea (h). Relația de mai sus, definește magnitudinea undelor de volum m_b , aplicată la peste 95% din evenimentele catalogului ISC^a, ANSS^b și HVD^c [3].

Valoarea magnitudinii m_b este determinată independent pentru fiecare stație, iar valoarea globală a magnitudinii evenimentului seismic se determină prin simpla medie aritmetică a setului de $N \geq 1$ rapoarte ale stațiilor seismice. Caracterul statistic al valorilor obținute pentru magnitudini determină direct gradul de precizie prin numărul de rapoarte.

Caracterul statistic al magnitudinii m_b : studiu de caz - catalogul ISC

Pentru a evidenția natura statistică a valorilor magnitudinii determinate pe fiecare stație, în cadrul fiecărui eveniment seismic, au fost utilizate rapoartele Buletinului ISC pentru intervalul temporal 1965-2010, din regiunea Vrancea ($44^\circ \leq \lambda \leq 48^\circ$, $25^\circ \leq \varphi \leq 29^\circ$) cu $M \geq 4,5$, $0 \leq H \leq 1000$ km. Condițiile de mai sus au selectat 214 evenimente seismice. Acestea au fost clasificate convențional după numărul raportărilor magnitudinii N pe eveniment, în 4 categorii distincte: $N=1$ (singular), 32 - evenimente; $1 < N \leq 20$, 123 - evenimente; $20 < N < 50$, 39 - evenimente; $50 \leq N$, 20 - evenimente. Primele două categorii de evenimente seismice ($N \leq 20$) reprezintă 72% din setul inițial, pentru care valoarea medie a magnitudinii este determinată cu precizie joasă.

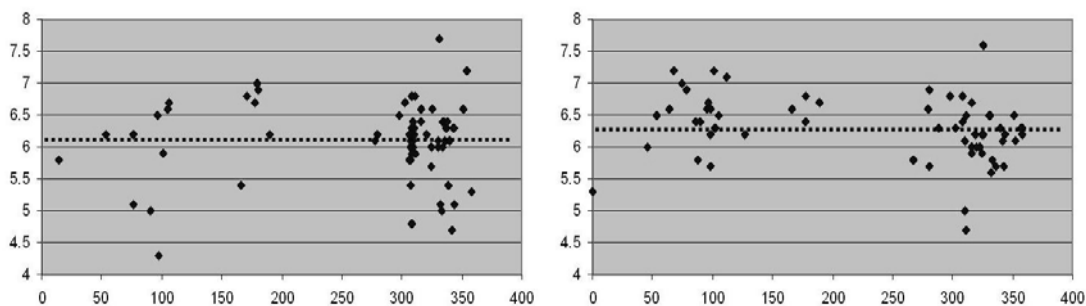


Fig.1 Magnitudinea (pe verticală) undelor de volum în raport cu azimutul (pe orizontală) stației: E1 (stânga) 1977, Martie 04, $m_b=6,1$; E2 (dreapta) 1986, August 30, $m_b=6,3$.

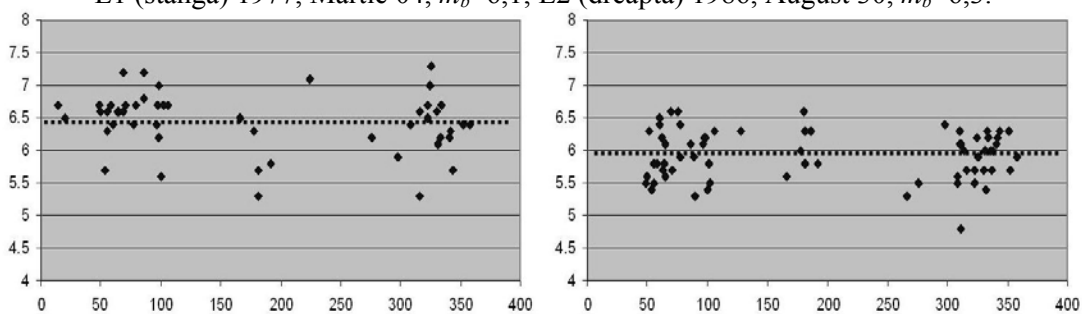


Fig.2 Magnitudinea (pe verticală) undelor de volum în raport cu azimutul (pe orizontală) stației: E3 (stânga) 1990, Mai 30, $m_b=6,4$; E4 (dreapta) 1990, Mai 31, $m_b=5,9$.

^a <http://www.isc.ac.uk>

^b <http://www.ncedc.org/anss/>

^c <http://www.seismology.harvard.edu/>

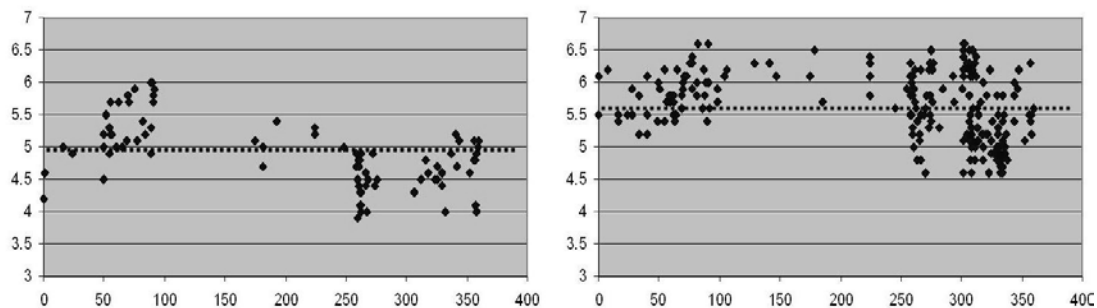


Fig.3 Magnitudinea (pe verticală) undelor de volum în raport cu azimutul (pe orizontală) stației: E11 (stânga) 2001, Iulie 20, $m_b=4,9$; E16 (dreapta) 2004, Octombrie 27, $m_b=5,6$.

Valorile m_b în funcție de azimutul stației, pentru $N \geq 50$, sunt prezentate în Fig.1-3. Valorile m_b pentru trei stații, valorile medii, maxime și minime, raportate pentru eveniment sunt prezentate în Tab.1.

Stațiile seismice ISC: EKA, ESK, ETOR, sunt foarte apropiate, având distanța focală și azimutul: $(21.07^\circ, 308^\circ)$, $(21.09^\circ, 308^\circ)$, $(21.45^\circ, 267^\circ)$ pentru întreg set de evenimente: E1- 04 Martie, 1977; E2- 30 August, 1986; E3- 30 Mai, 1990; E4- 31 Mai, 1990; E5- 21 Noiembrie, 1992; E6- 13 Martie, 1998; E7- 28 Aprilie, 1999; E8- 14 Noiembrie, 1999; E9- 6 Aprilie, 2000; E10- 24 Mai, 2001; E11- 20 Iulie, 2001; E12- 17 Octombrie, 2001; E13- 5 Octombrie, 2003; E14- 27 Septembrie, 2004; E15- 03 Octombrie, 2004; E16- 27 Octombrie, 2004; E17- 14 Mai, 2005; E18- 18 Iunie, 2005; E19- 13 Decembrie, 2005; E20- 25 Aprilie, 2009. Lipsa raportului valorii magnitudinii pentru evenimentele seismice în Tab.1, este indicată convențional prin valoarea zero.

Tab.1

Valorile magnitudinii undelor de volum pentru 20 evenimente seismice cu $N \geq 50$ de raportări la stații.

EVENT	E1	E2	E3	E4	E5	E6	E7	E8	E9	E10
NR	67	61	50	64	51	71	111	56	91	82
MB	6.1	6.3	6.4	5.9	5.1	4.7	5.1	4.6	4.9	4.8
EKA	6.3	6.4	6.4	5.6	4.4	0	4.7	3.9	5	0
ESK	6.8	6.8	0	0	0	0	0	4.5	0	5.2
ETOR	0	0	0	0	0	4.8	4.7	4.4	4.7	4.1
MAX	7.7	7.6	7.3	6.6	6	5.7	6	5.5	6	5.9
MIN	4.3	4.7	5.3	4.8	4.2	3.6	3.9	3.5	3.9	3.8
DIF/2	1.7	1.45	1	0.9	0.9	1.05	1.05	1	1.05	1.05
EVENT	E11	E12	E13	E14	E15	E16	E17	E18	E19	E20
NR	83	52	56	102	130	201	193	133	89	208
MB	4.9	4.7	4.5	4.8	5	5.6	5	4.9	4.6	5.3
EKA	0	3.7	0	4.5	4.5	0	4.6	4.5	4.5	0
ESK	0	0	0	4.7	4.6	6.2	4.9	4.5	0	5.1
ETOR	4	3.6	4.5	4.3	4.3	6.2	0	0	0	0
MAX	6	5.7	5.4	5.7	5.9	6.6	6.2	5.9	5.5	7
MIN	3.9	3.6	3.5	3.8	3.9	4.6	4	4	3.6	3.6
DIF/2	1.05	1.05	0.95	0.95	1	1	1.1	0.95	0.95	1.7

EVENT – codul evenimentului; NR – numărul de raportări; MB – valoarea medie a magnitudinii, EKA, ESK, ETOR – codul stațiilor seismice ISC; MAX, MIN, DIF/2 – valori maxime, minime și jumătatea diferenței dintre acestea.

Caracterul statistic al magnitudinii se evidențiază prin distribuția dispersivă a valorilor magnitudinilor, determinate la fiecare stație, după azimut (Fig.1-3). Intervalul de încredere dintre valorile maxime și minime, raportate pentru evenimentele puternice $N \geq 50$, este de $DIFM=2,0-3,5$ (Tab.1), comparabilă cu cea a valorii medii calculate pe set. Aceste fluctuații sunt compensate prin distribuția uniformă a valorilor după azimut, pentru evenimentele puternice, cu un număr considerabil de raportări N ale magnitudinii m_b . Mai puțin realizabile sunt cazurile $N < 20$, unde condiția de omogenitate ale distribuției normale pentru valorile magnitudinii raportate nu este satisfăcută, cazuri limită sunt $N=1$.

Drept exemplu, putem urmări raportul stațiilor EKA, ESK și ETOR în Tab.1, care în majoritatea cazurilor diferă de valoarea medie, estimată pe setul de stații. Care ar fi valoarea medie a magnitudinii, dacă setul întreg s-ar reduce la raportul unei stații doar ($N=1$)? Evident, alta decât cea atribuită la moment pentru evenimentele seismice menționate.

Așadar, natura statistică a valorilor medii pentru magnitudinea, determinată în baza undelor de volum, în cadrul Buletinului ISC, impune o limită de aplicabilitate pentru procedura de mediere, în cazul seturilor mici de raportări ale valorii acesteia pe eveniment, sau indică precizia joasă în determinarea valorii medii a magnitudinii globale m_b .

Concluzii

Dispersia valorilor magnitudinii, determinată în baza undelor de volum, conform relației (1) pentru fiecare stație, este în mare măsură cauzată de constrângerea slabă a acesteia, indicând totodată imperfecțiunea definiției analitice. Completarea relației (1) cu termeni noi, ce ar defini corelația dintre magnitudine, mecanism focal și condițiile locale de amplificare, la moment prezintă soluția optimă în reducerea coeficientului de dispersie a valorilor magnitudinilor, raportate individual pe stații, cât și în extinderea aplicabilității procedurii de mediere a valorilor magnitudinii pentru un set redus de date. Corelația dintre mecanismul focal și câmpul de mișcări oscilatorii la suprafața solului sau profilul de emisie a undelor seismice este descrisă teoretic în [4], la fel și descrierea aportului condițiilor locale [5]. Drept argument al lipsei influenței condițiilor locale în relația (1), poate fi raportul stațiilor vecine EKA și ESK (Tab.1); impactul mecanismului focal asupra raportului în magnitudine al acestora fiind practic identic, ele raportează valori, ce diferă cu 0,1-0,6 unități una de alta, după scara m_b . Deasemenea, este necesară verificarea condiției de echivalență a raportărilor stațiilor în procedura de mediere a valorilor magnitudinii pe ansamblu.

Bibliografie

1. Richter, C.F., (1958), "Elementary Seismology", Freeman, San Francisco.
2. Bormann, P., (2002), Seismic sources and source parameters. New manual of seismological observatory practice (NMSOP), IASPEI, GFZentrum Potsdam, ISBN 3980878007, 1-94.
3. Sandu, I., (2009), Seismicitatea Regională (Vrancea) în contextul Seismicității Globale, Buletinul Institutului de Geologie și Seismologie al AȘM, N1, ISSN 18570046, 5-12.
4. Stein, S. and Wysession, M., (2003), Earthquakes, An introduction to seismology, earthquakes and earth structure, ISBN-0-86542-078-5, UK, 215-285.
5. Moldoveanu, C.L., Panza, G.F., (2001), Vrancea source influence on local seismic response in Bucharest, Pure appl. Geophys. 158, pp. 2407-2429.

Primit la redacție 30 decembrie 2010.