

DISPOZIȚII COMPORTAMENTALE PRIVIND PREVENIREA POLUĂRII ÎN ROMÂNIA

LAURA NISTOR*

ABSTRACT

BEHAVIORAL DISPOSITIONS TOWARDS THE PREVENTION OF POLLUTION IN ROMANIA

This article examines several aspects related to Romanian citizens' dispositions to financially contribute to the prevention of pollution. The data used are provided by the European Values Survey (EVS) 1999 and the EVS/Public Opinion Barometer (BOP) 2005. Both EVS waves used three specific questions, which investigated the extent to which persons would be willing to: *1.* give up a part of their income, *2.* accept a tax increase if this could contribute to the prevention of pollution, and *3.* claim that the issue of pollution should be solved by the government, without individual financial contributions. These are the dependent variables of the analysis. Based on the epistemology of *environmental citizenship* literature, the dependent variables were dichotomized: the first two sentences are a semantic cover for the disposition towards active involvement, and the last sentence corresponds to the disposition towards passivity. In relation to these dependent variables, the effect of several independent variables (social-cultural, axiological, political-ideological etc.) was analyzed and, in the end, two different *citizenship* profiles, specific to the two dispositions studied, were outlined.

Key words: behavioral dispositions, pollution, sociological profile

INTRODUCERE

În articolul de față vom investiga câteva aspecte în legătură cu tipurile de dispoziții comportamentale ale cetățenilor români de a contribui financiar la prevenirea poluării. În principal, ne vom interesa de posibili predictorii sociostructurali, axiologici și politico-ideologici a două variabile dependente: *dispoziția spre activitatea* de a contribui financiar la prevenirea poluării, respectiv *dispoziția spre pasivitate*, înțeleasă ca refuzul participării la costurile acestei

* Address correspondence to dr. Laura Nistor, sociolog, cercetătoare și cadru didactic asociat: Universitatea Babeș-Bolyai din Cluj-Napoca, e-mail: mailtonistor@yahoo.com.

activități. Dată fiind relativa noutate investigățională a obiectului în spațiul autohton (printre puținele studii vezi de exemplu, B. Voicu 2007)¹, am urmat strategia *grounded theory* (teoria generată pe parcursul cercetării) (Strauss și Corbin, 1991), înțeleasă nu în sens calitativist, ci în termenii unei abordări flexibile: deși anumite efecte ale unor variabile independente puteau fi intuite pe baza constatărilor din literatura de specialitate, am preferat să nu elaborez ipoteze rigide, lucrând cel mult cu ipoteze intuitive, dorind ca, pe baza rezultatelor obținute în urma analizelor statistice, să circumscriu un cadru conceptual, prin care să poată fi descrise dispozițiile comportamentale studiate.

Datele empirice pe care ne bazăm provin din *European Values Survey* (EVS) 1999 și *EVS/Barometrul de Opinie Publică* (BOP) 2005². Scopul primar al EVS nu a fost studierea explicită a acestor atitudini, ci investigarea valorilor religioase, sociale și politice ale societăților, circumscrierea de configurații axiologice, de spații culturale specifice diferitelor contexte socio-economice și politice. Teza postmaterialismului (Inglehart, 1971, 1990, 1997), inerent legată de aceste cercetări, presupune că cetățenii din țările prospere ale lumii sunt mai preocupați de problematice ce țin de o calitate superioară a vieții, inclusiv calitatea mediului înconjurător, spre deosebire de culturile materialiste, unde predomină valorile și țelurile asociate traiului de zi cu zi. În această accepțiune, preocuparea față de calitatea mediului înconjurător constituie deci un aspect situat la limita socializării și stării (macro)economice: cohortele mai tinere, pe fondul bunăstării economice, pot să-și permită să se preocupe de mediul înconjurător (Abramson și Inglehart, 1995; Inglehart, 1990, 1995) – prin urmare, studierea acestei problematice reprezintă o dimensiune plauzibilă a EVS.

Chestionarele EVS cuprind însă doar câteva întrebări referitoare la atitudinile și comportamentele față de mediul înconjurător, acestea fiind direcționate către dispoziții și comportamente ce vizează dimensiunea participativă, latura publică a problematicei. Altfel spus, prin variabilele EVS poate fi studiat ceea ce se numește *environmental citizenship* (cetățenia [activă] de mediu): implicarea civică, atitudinea, dispoziția suportivă a cetățenilor vizavi de politicile și activitățile legate de protecția mediului înconjurător (Dobson și Bell, 2005; MacGregor *et al.*, 2005). În EVS există, astfel, itemi prin care se studiază participarea în organizații de protecție a mediului înconjurător și itemi prin care se investighează dispozițiile comportamentale vizavi de prevenirea poluării.

În articolul de față, acestea din urmă reprezintă variabilele dependente ale analizei. Este vorba de trei enunțuri ce constituie itemii unei scale tip Likert și

¹ Prezentul articol constituie o parte dintr-o cercetare mai amplă realizată de subsemnata, prin care am urmărit atitudinile și comportamentele cetățenilor români vizavi de mediul înconjurător (Nistor, 2008a).

² În anul 2005, pe lângă suportul instituțional al ICCV, colectarea datelor pentru EVS a fost realizată cu sprijinul Fundației pentru o Societate Deschisă, prin programul BOP, rezultând includerea variantei românești a WVS 2005–2007 în valul noiembrie 2005 al BOP-FSD (Voicu și Voicu, 2007, p. 22).

investighează intensitatea luărilor de poziție în patru trepte (deloc – acord în mică măsură – acord în mare măsură – acord în foarte mare măsură), față de dispoziția de a contribui financiar, la nivel individual, pentru prevenirea poluării, respectiv față de responsabilitatea exclusivă a guvernului în ceea ce privește problematica prevenirii poluării. Itemii în cauză sunt incluși în ambele valuri ale EVS (1999 și 2005); în cele ce urmează redăm varianta în limba română din chestionarul EVS/BOP 2005:

„În ceea ce privește protecția mediului, în ce măsură sunteți de acord cu următoarele afirmații (în foarte mare măsură, în mare măsură, în mică măsură, deloc, NS, NR):

„Aș da o parte din venituri, dacă aș fi sigur că acești bani vor fi folosiți pentru a preveni poluarea.

Aș fi de acord cu o creștere a taxelor, dacă banii rezultați ar fi folosiți pentru prevenirea poluării.

Guvernul trebuie să reducă poluarea mediului, dar aceasta nu ar trebui să mă coste pe mine niciun ban”.

Enunțurile se mai numesc și itemi de sacrificiu (de exemplu, Kemmelmeier *et al.*, 2002; Gelissen, 2007), întrucât măsoară gradul în care individul ar fi dispus să renunțe la o parte din câștigurile sale financiare pentru binele public. În chestionarele originale, variantele de răspuns sunt codate (din motive tehnice, ce țin de înlesnirea introducerii datelor) la fel, în cazul tuturor celor trei enunțuri, de la 1 (foarte mare măsură) la 4 (deloc). Rezultă însă, din construcția enunțurilor, că, în cazul primelor două, cu cât acordul este mai intens, cu atât acesta indică o dispoziție mai ridicată de sacrificiu; în cazul ultimului enunț, din acest punct de vedere situația se schimbă, acesta măsurând atitudinea indivizilor spre exteriorizarea către guvern a responsabilității privind prevenirea poluării. Date fiind aceste diferențe, primele două pot fi considerate a măsura *dispoziția spre suportul activ* (sunt de acord, suport costurile), pe când al treilea *dispoziția spre pasivitate* (sunt de acord, dar fără costuri), (cf. Kidd și Lee, 1997). Un astfel de raționament, ce mizează pe substratul diferit al celor două dispoziții, necesită însă recodarea variantelor de răspuns, la toate cele trei enunțuri, de la 4 = în foarte mare măsură la 1 = deloc. Rezultă astfel două variabile dihotomizate³, în legătură cu care precizăm, în continuare, pe scurt, câteva aspecte.

Cele două tipuri de dispoziție sunt supuse normativului. În literatura de tip *environmental citizenship*, orice fel de dispoziție activă, ce denotă implicare individuală, este considerată superioară dispozițiilor spre pasivitate, de neimplicare civică, primele fiind constitutive bunului cetățean de mediu (*good environmental citizen* – de exemplu, Furman și Erdur, 1999; Stern *et al.*, 1999) și interpretate în termenii mobilizării capitalului micro-economic, astfel micșorându-se costurile intervențiilor guvernamentale (Torgler *et al.*, 2008). Acceptul sau chiar obligația

³ O astfel de abordare poate părea și deosebit de rigidă. În alte lucrări (Nistor, 2008a, 2008b), am atras atenția asupra existenței luărilor de poziție ambivalente, aceasta însemnând cazuri în care indivizii se declară și în favoarea dispoziției spre activitate și în favoarea dispoziției spre pasivitate.

participării, implicării – în cazul de față, prin acceptarea unor costuri financiare – apare mai ales în abordarea de factură republicană a cetățeniei (de exemplu, Barry, 2005), care postulează că bunul cetățean deține nu numai dreptul de a se bucura de un mediu curat, nepoluat, ci și responsabilitatea de a contribui la menținerea calității acestuia; diferitele forme de participare devin, astfel, componente esențiale ale cetățeniei active cu privire la mediul înconjurător⁴.

Din punct de vedere instituțional, acordul cu primele două enunțuri reflectă și acceptarea ideii de *environmental governance* (i.e. guvernarea participativă a mediului), înțeleasă ca spațiu multinivelar și difuz, în care deciziile și soluțiile referitoare la mediul înconjurător sunt rezultatul interacțiunii dintre agenții instituționali guvernamentali, agenții instituționali neguvernamentali și publicul general (Jordan *et al.*, 2005; Najam *et al.*, 2004). Prin contrast, acordul cu ultimul enunț denotă acceptarea ideii de *environmental government* (guvernarea mediului înconjurător) – abordare tradițională, conform căreia managementul problemelor și politicilor publice trebuie exercitat de guvern și de agențiile acestuia. Denumit și modelul managerial (Beierle și Cayford, 2002), acesta a dominat, ani de-a rândul, practica politicii, în ultimii ani devenind însă din ce în ce mai puțin popular, din cauza deficiențelor ce i se asociază (lipsa transparenței, încrederii instituționale), fiind din ce în ce mai mult înlocuit de modele plurale și participative (de exemplu, Pharr *et al.*, 2000; Sztompka, 1999). Conform lui Inglehart (1990), acest lucru se datorează, în mare măsură, creșterii mobilizării cognitive a publicului, expresiei de atitudine critice la adresa deciziilor politice – acestea, la rândul lor, fiind produse secundare ale bunăstării economice, ale educației și ale activării în sectorul de servicii, în ultimă instanță, ale postmaterialismului. Nu ar trebui deci să fim surprinși de posibilitatea ca repondenții care se declară în acord cu primele două enunțuri ale analizei noastre să fie mai avuți, să aibă un nivel de educație mai ridicat și să se declare în favoarea valorilor postmaterialiste.

Este important de menționat faptul că, la limita dintre abordarea tip *government* și *citizenship*, acordul cu ultimul enunț poate fi atât o preferință pentru o modalitate specifică de rezolvare a problemei, cât și o atitudine pasivă în fața bunului comun. În primul caz, explicația este ceva mai neutră din punct de vedere axiologic, în al doilea caz, normativitatea dispoziției spre implicare activă influențează judecata. Mai exact: conform primei explicații, chiar dacă intensitatea preocupării individuale față de mediu crește, pe măsura dezacordului cu posibilitatea ca numai guvernul să ia măsuri, răspunsurile din dimensiunea de acord a scalei nu reprezintă, neapărat, o atitudine ostilă față de problematica prevenirii poluării, ci reflectă doar opțiunea pentru o modalitate specifică de rezolvare a

⁴ Normativitatea apare și la nivelul simțului comun (Castro și Lima, 2001) aceasta determinând ca răspunsurile să fie expuse efectului dezirabilității sociale (*environmentally desirable responding* – Ewert și Baker, 2001) și discrepanței dintre atitudini/dispoziții declarate și concret efectuate: puși într-o situație concretă de contribuție financiară, probabil, mult mai puțini indivizi ar fi dispuși să renunțe la o parte de venit sau să accepte taxe specifice, decât se declară în anchete. A citi dispozițiile ca sinonime ale comportamentelor efective ar fi deci impropriu.

problemei; cei care sunt de acord ca guvernul să ia măsuri, doresc, la rândul lor, rezolvarea problemei poluării, numai că, din varii motive, nu sunt de acord să suporte costurile acestor măsuri; în acest caz, denumirea de *dispoziție spre pasivitate* exprimă din plin sensul problemei. A doua explicație mizează pe ideea că indivizii care sunt de acord ca guvernul să ia măsuri, fără costuri la nivel individual, sunt pur și simplu, *free-rideri* (adică *blatiști*) (de exemplu, Dietz *et al.*, 2002), ei dorind un mediu curat (de care ulterior se vor bucura), dar fără a contribui personal (în cazul de față, financiar) la atingerea acestui scop (*cf.* blatist – Iluț, 1995), comparativ cu cei care sunt de acord să suporte costurile de atingere a scopului dorit; în acest caz, am putea utiliza chiar denumirea de dispoziție negativă.

Fără îndoială, aceste raționamente metodologice devin confirmabile, din moment ce putem găsi două profiluri sociologice reprezentative și diferite pentru cele două tipuri de preferințe, în cele ce urmează acest lucru reprezentând chiar scopul analizei întreprinse. Înainte de a trece însă la investigarea profilurilor, prezentăm, pe scurt, statistica descriptivă a celor două dispoziții comportamentale, pentru România (pentru analize comparative cu spațiul european vezi Nistor, 2008a; Voicu, 2007).

DISPOZIȚIE SPRE IMPLICARE ACTIVĂ VS DISPOZIȚIE SPRE PASIVITATE. ANALIZE ȘI DISCUȚII

STATISTICI DESCRIPTIVE

În secțiunea prezentă vom prezenta la modul general-descriptiv situația celor două dispoziții comportamentale privind prevenirea poluării în 1999 (date EVS 1999) și 2005 (EVS/BOP 2005). Precizez încă o dată că, în cazul tuturor celor trei variabile, valoarea minimă este 1 (deloc de acord), iar cea maximă este 4 (acord în foarte mare măsură).

Tabelul nr. 1.

Dispoziția spre implicare activă vs pasivitate, în legătură cu prevenirea poluării în România
(statistici descriptive)

	Eșantion BOP/EVS 2005		Eșantion EVS 1999	
	Media	Abatere standard	Media	Abatere standard
Ar da o parte din venit (dispoziție pozitivă)	2,23	0,97	2,52	0,94
Ar accepta creșterea de taxe (dispoziție pozitivă)	2,12	0,94	2,38	0,95
Guvernul să fie responsabil (dispoziție negativă)	3,35	0,83	3,13	0,93

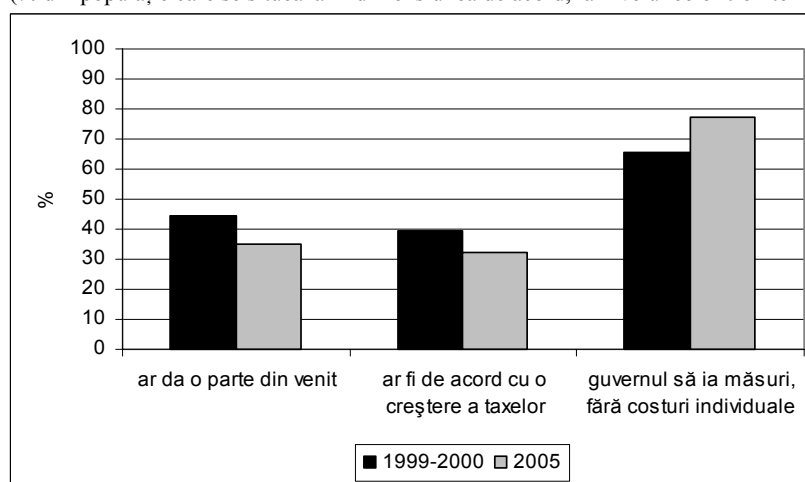
Calculare personale, pe baza datelor din cele trei eșantioane.

Se poate observa că, în ambii ani, în medie, dispoziția spre implicarea activă este mult mai puțin acceptată decât dispoziția spre pasivitate, cetățenii români apărând, astfel, mai degrabă în favoarea modalității tradiționale de rezolvare a problemei poluării (guvernul să ia măsuri). Totodată, se poate constata că, în timp ce media acceptului pentru implicarea individuală activă s-a diminuat în 2005, comparativ cu 1999, acceptul pasivității a crescut, media indicând, astfel, o deplasare spre atitudinea de tip *free rider*, pe măsură ce indicatorul macroeconomic al țării s-a îmbunătățit. Să vedem acum frecvențele procentuale ale celor două forme de dispoziții în România (în 1999 și 2005).

În ceea ce privește situația României, rezultă deci, așa cum am schițat, că: în 1999, 44% din populație ar fi fost de acord să dea o parte a venitului pentru prevenirea poluării, procentul fiind de 35% în 2005; în 1999, 39% din populație a declarat că ar accepta o creștere a taxelor, dacă prin acest lucru ar ajuta la prevenirea poluării, în 2005 procentul ajungând la 32%. Referindu-ne la dispoziția spre pasivitate, în 1999, 65% din cei chestionați s-au declarat de acord ca guvernul să ia măsuri în vederea reducerii poluării, fără însă ca aceste măsuri să se reflecte la nivelul buzunarului propriu, procentul ajungând la 77% în 2005.

Figura nr. 1

Preferințele populației din România privind modalitatea de prevenire a poluării
(% din populație care se situează în dimensiunea de acord, la nivelul celor trei itemi)



Sursa datelor: EVS 1999 pentru România; EVS/BOP 2005.

Pentru a rezuma situația, îl cităm pe B. Voicu: procentul românilor care sunt de acord în 1999 cu a da o parte din venit pentru prevenirea poluării (44%) este „similar cu cel înregistrat în Franța, Marea Britanie, Estonia, Austria și Ungaria, mai mare decât cel înregistrat în Germania (32%) – aflată sub influența nevoii de a

păstra locurile de muncă cu orice preț, pentru a suporta prețul integrării Estului, Lituania (23%) – marcată de discuțiile purtate în jurul închiderii centralei nucleare de la Ignalina, unul dintre principalii angajatori ai populației rusofone (...)” (Voicu, 2007, p. 278). Mai apoi, explicațiile prin prisma constrângerilor economice, respectiv a consecințelor pe termen scurt ale măsurilor anti-poluare, sunt citate de către autor și în ceea ce privește diminuarea suportului pentru protecția mediului în anul 2005, față de 1999⁵, fiind menționate două cauze primordiale, din care una ține de „impactul imediat al măsurilor ecologiste, de închiderea unora dintre unitățile industriale poluatoare, de creșterea costurilor de producție”, iar a doua „este legată, în România și în restul spațiului postcomunist, de recesiunea economică, însoțită de replierea valorilor către tradiționalism” (Voicu, 2007, p. 279).

ANALIZE LA NIVEL INDIVIDUAL. DESCRIEREA VARIABILELOR ANALIZEI

Pe baza datelor din EVS/BOP 2005 și EVS 1999 România, vom analiza în acest subcapitol situația dispoziției pozitive și negative privind prevenirea poluării în rândul publicului din România. Pentru dispoziția spre implicare activă vom utiliza un indice agregat de scor factorial pe baza celor două variabile: *ar fi de acord să dea o parte din venit* (prin recodare, acordul „în foarte mare măsură” luând valoarea 4 ș.a.m.d.); *ar fi de acord să plătească taxe mai mari* (prin recodare, acordul „în foarte mare măsură” luând valoarea 4 ș.a.m.d.) (vezi *Tabelul A1* din Anexă), iar pentru dispoziția negativă vom utiliza enunțul: *guvernul să fie responsabil, fără să mă coste pe mine niciun ban* (prin recodare, acordul „în foarte mare măsură” luând valoarea 4 ș.a.m.d.) – cele două forme de dispoziție constituind variabilele dependente ale analizei.

Vom lucra cu o serie de variabile independente, care, pe baza specificităților lor, pot fi ordonate în cinci grupe, și pe care le vom introduce, pe rând, în analize de regresie multiplă. Într-o primă fază vom introduce doar primul grup de variabile, cele sociodemografice (vârstă, gen, educație, venit, etnie, religie, tipul localității, după mărime), iar pentru fiecare grup de variabile introdus ulterior vom estima câte un model succesiv, pașii analizei putând fi, astfel, citiți și ca etape ale unei analize de regresie ierarhică multiplă. Opțiunea pentru această modalitate de analiză este motivată de faptul că – deși nu formulăm ipoteze *a priori* – variabilele sunt grupate și introduse în analiză în conformitate cu o serie de considerații teoretice, bazate pe date empirice ale literaturii de specialitate.

În al doilea model, vom introduce o singură variabilă, cea a orientării postmaterialiste; în al treilea, orientarea ideologico-politică (stânga vs dreapta;

⁵ Tendință ce se continuă, din 1990 până în 1999, pentru toate țările europene cuprinse în EVS, țările din spațiul postsocialist prezentând o dinamică și mai accentuată. Datele pentru anul 2005 indică continuarea acestei tendințe pentru România, Polonia, Slovenia și Suedia (Voicu, 2007).

egalitarianism vs. libertate; autonomie vs fatalism); în al patrulea (și doar la nivelul EVS/BOP 2005, întrucât în EVS 1999 nu figurează aceste variabile), variabilele ce țin de atitudinea față de problematici legate de mediu (seriozitatea problemelor de mediu la nivel local; seriozitatea problemelor de mediu la nivel global; satisfacția față de activitatea guvernului, legată de protecția mediului; protecția mediului vs creșterea economică); iar în modelul final, variabilele ce țin de activismul de mediu și încrederea instituțională (activism de mediu; potențialul de protest și încrederea în instituțiile statului). În cele ce urmează, vom argumenta, pe scurt, raționamentele pe care ne-am bazat în alegerea variabilelor în cauză.

Primul grup de variabile care pot influența atitudinea indivizilor față de dispoziția spre implicare activă sau spre pasivitate constă în *variabilele sociostructurale* (vârsta, genul, educația, venitul, etnia, religia și mărimea localității de rezidență). *Vârsta* constituie o variabilă pentru ale cărei relații cu atitudinile față de mediul înconjurător în general, respectiv cu atitudini, dispoziții și comportamente mai specifice (inclusiv predispoziții de a contribui financiar pentru protecția mediului) au fost semnalate, în majoritatea cazurilor, rezultate destul de clare, în sensul unei relații negative dintre vârstă și aceste variabile dependente: odată cu înaintarea în vârstă scade numărul celor care manifestă atitudini intens pozitive față de mediu, în general (de exemplu, Dietz *et al.*, 1998; Mohai și Twight, 1987), respectiv, sunt dispuși să contribuie financiar la prevenirea poluării (Gelissen, 2007; Torgler *et al.*, 2008). Lee și Norris (2000) menționează că, la nivelul Europei postcomuniste (date din *World Values Survey* 1990–1993), vârsta constituie a doua variabilă ca importanță (după educație), în explicarea atitudinilor față de mediu⁶, generațiile tinere exprimând atitudini semnificativ mai pozitive și mai intense, comparativ cu generațiile mai în vârstă, și, prin urmare, în această parte a continentului, persoanele tinere constituie principala sursă a suportului activ/pozitiv al protecției mediului, în timp ce generațiile mai în vârstă manifestă preferință pentru soluții de tip socialist-tradiționalist (doar guvernul să ia măsuri).

Trebuie specificat faptul că, la nivelul acestei variabile, este vorba despre două tipuri de efecte: cel al ciclului de viață și efectul de cohortă. În primul caz, influența variabilei este individualizată și poate fi explicată de pe poziții biopsihologice: pe măsură ce înaintează în vârstă, oamenii devin, de regulă, mai precauți și mai conservatori, respectiv calculează în termeni utilitariști contribuția lor financiară, fiind de părere că, din cauza înaintării în vârstă, nu s-ar putea bucura de un mediu mai puțin poluat (Torgler *et al.*, 2008).

Desigur, aici trebuie să amintim și de constrângerile structurale, în sensul că, pe măsură ce indivizii înaintează în vârstă (cel puțin în Europa Centrală și de Est), scad și veniturile lor, acest lucru constituind o piedică în plus pentru angajarea în comportamente active de protejare a mediului. Constrângerile pot fi lesne cuplate

⁶ Variabila dependentă utilizată fiind un indice din cei trei itemi de sacrificiu cu care lucrăm și noi (ultimul, echivalat prin dimensiunea de dezaord a dispoziției pozitive), plus itemul destul de generalist al judecării priorităților: mediu vs creștere economică.

cu efectul de cohortă (Kanagy *et al.*, 1994), care explică influența vârstei de pe poziții socioculturale și valorice: cei care aparțin unor cohorte mai recente au atitudini mai pozitive față de mediul înconjurător, datorită socializării lor în contexte socioculturale diferite, comparativ cu cohorte mai în vârstă (cei care s-au născut înainte și în perioada celui de-al Doilea Război Mondial – *cf.* teza postmaterialismului). Gelissen (2007) și Torgler *et al.* (2008), în analiza lor întreprinsă asupra atitudinilor vizavi de sacrificiul monetar al prevenirii poluării (cei doi itemi ai dispoziției pozitive, cu care operăm și noi), pe baza datelor din WVS/EVS 1999, aduc argumente concrete în acest sens: suportul scade pe măsura înaintării în vârstă, cei mai puțin suportivi dovedindu-se cei din grupa de vârstă de peste 65 de ani. În analiza noastră ne-am axat doar asupra efectului de ciclu de viață; variabila vârstă (declarată) fiind continuă, în sens crescător, în toate eșantioanele.

Genul este o variabilă al cărei efect asupra atitudinilor și comportamentelor față de mediu, deși intens studiat (de exemplu, Davidson și Freudenburg, 1996; Stern *et al.*, 1993), a furnizat rezultate mai puțin clare, comparativ cu efectul vârstei. Ipotezele de tip ecofeminist ale cercetărilor presupun că femeile exprimă atitudini mai intense față de mediu, respectiv se angajează mai frecvent în comportamente pro-mediu, comparativ cu bărbații, datorită socializării lor diferite. Astfel, promovarea „menirii” feminine de furnizoare a grijii față de copii și de spațiul casnic, în general, se extinde și asupra grijii față de alte ființe și natură, în general. Pe de altă parte, socializarea, în cazul bărbaților, accentuează spiritul competitiv, economic-utilitarist, *in extremis*, egoist – pe linia căruia se explică atitudinile mai puțin pozitive ale acestora față de mediu (Miroiu, 2002). Datele sunt ambigue și în ceea ce privește predispozițiile de a contribui financiar la prevenirea poluării (de exemplu, Gelissen, 2007; Kemmelmeier *et al.*, 2002; Norris și Lee, 2000 nu găsesc rezultate concludente; în timp ce Torgler *et al.*, 2008, semnalează dispoziții de sacrificiu monetar semnificativ mai ridicate în cazul femeilor). În analizele noastre, variabila gen este definită ca variabilă *dummy*, având valoarea 0 pentru respondent de gen feminin și 1 pentru respondent de gen masculin, în toate cele trei eșantioane.

Educația este o variabilă cu efect destul de clar și semnificativ asupra atitudinilor față de mediul înconjurător, în marea majoritate a cazurilor fiind semnalată influența pozitivă a educației atât asupra atitudinilor generale față de mediu, cât și asupra atitudinilor mai specifice, printre care și contribuția financiară pentru prevenirea poluării. Lee și Norris (2000), în studiul lor legat de atitudinea vizavi de suportul financiar al politicilor de mediu în rândul populației din țările post-comuniste din Europa Centrală și de Est, semnalează faptul că educația constituie cel mai puternic predictor al acestor atitudini, rezultate similare fiind găsite și de către Gelissen (2007), Torgler *et al.* (2008) și Kemmelmeier *et al.* (2002), pe baza datelor din WVS 1999–2000, respectiv *International Social Survey Programme* (ISSP) 1993.

Efectul pozitiv al educației poate fi explicat din multiple puncte de vedere: ipoteza iluminării (*enlightenment hypothesis*), propusă de Gelissen (2007),

asemenea tezei postmaterialismului și mobilizării cognitive (Inglehart, 1990), susține că repondenții cu educație mai înaltă au șanse mai mari să intre în contact cu o serie de cunoștințe legate de problemele de mediu, de efectele acestora asupra calității vieții, respectiv sunt în mai mare măsură purtătorii unor orientări valorice ce au legătură cu gândirea critică, reflexivitatea și atașamentul față de problematica bunului comun, printre care și mediul înconjurător. Rolul educației asupra atitudinilor, dispozițiilor și comportamentelor pro-mediu poate fi și mai bine înțeles la nivelul conjuncției dintre aceasta și statutul socio-profesional. Cei cu nivel de educație ridicat sunt, de regulă, și cei ocupați în sectorul de servicii și sunt exponenții clasei de mijloc și, totodată – pe această linie, și, cel puțin, în spațiul vestic – suporterii noilor mișcări sociale și ai valorilor acestora (justiție socială, echitate, mediu înconjurător etc.). Această abordare, cunoscută și sub denumirea de „fenomenul noii clase” sau „al noii politici” (de exemplu, Dunlap și Mertig, 2001; Eckersley, 1989; Inglehart, 1990), susține că cetățenii din această categorie dispun de educație înaltă (intelectuali), dar nu și, în mod necesar, de venituri ridicate; prin urmare, cu toate că nivelul de educație, este frecvent considerat un proxy (indicator indirect) al venitului (pe măsura creșterii nivelului de educație, de regulă crește și venitul), la acești analiști efectul educației asupra atitudinilor față de mediul înconjurător exprimă mai degrabă efectul poziției de clasă și al capitalului cultural atașat acesteia, decât efectul venitului (Dunlap și Mertig, 2001). Acesta este și raționamentul nostru: educația va constitui un proxy al mobilizării cognitive, nu și al venitului, variabila fiind continuă, în direcția creșterii nivelului de școlaritate atinsă, în toate eșantioanele.

Venitul reprezintă o variabilă intens investigată, în ceea ce privește efectul ei asupra preocupării față de mediu. Între venit și dispoziția de a suporta financiar protecția mediului, a fost documentată o relație pozitivă, atât din punctul de vedere al ipotezei postmaterialiste (pe măsura creșterii bunăstării economice, crește și nevoia de un mediu curat – Franzen, 2003; Gelissen, 2007; Kemmelmeier *et al.*, 2002; Lee și Norris, 2000), cât și din cel al simplei disponibilități financiare, cei cu venituri mai mari pur și simplu putând să-și permită un astfel de angajament, fără ca, în mod necesar, să aibă orientări valorice postmaterialiste (Witzke și Urfei, 2001).

În ceea ce privește efectul *etniei* asupra variabilelor dependente nu putem spune foarte multe; deși sunt o serie de cercetări, care investighează *background*-ul etnic al atitudinilor față de mediul înconjurător, acestea vizează îndeosebi contextul Americii de Nord (diferențe între populația albă, cea afro-americană, hispanică și asiatică – de exemplu, Johnson *et al.*, 2004) și nu pot fi extrapolate la contextul autohton. Prin urmare, etnia va reprezenta o variabilă de control a analizei, având valoarea 1 pentru etnia română și 0 pentru altă etnie. Aceasta va fi și situația *autoidentificării religioase*, variabila luând valoarea 1 pentru religia ortodoxă și 0 pentru altă religie.

Între *tipul localității de rezidență* și atitudinile față de mediu au fost semnalate relații semnificative, diferite, ce-i drept, de la caz la caz: în unele situații ruralul, în altele, urbanul au exercitat influențe pozitive asupra preocupărilor față

de mediu, concluziile mergând în direcția că nu atât influența ruralității sau a caracterului urban, ci problemele de mediu implicite acestora sunt cele care mediază influența rezidenței asupra atitudinilor față de mediu (de exemplu, Arcury și Christianson, 1990). Prin urmare, în analiza noastră, am utilizat nu variabila *dummy* urban-rural, ci mărimea localității repondentului, măsurată în funcție de numărul de locuitori, de la *sat* la *oraș foarte mare*. Avantajul acestei variabile, comparativ cu precedenta, este acela că, pe lângă capacitatea ei de a distinge dintre rural și urban, este mai flexibilă decât o variantă *dummy*: în contextul românesc, foarte multe orașe mici reflectă caracteristici de rural (calitatea infrastructurii și probleme de mediu adiacente, numărul populației etc.), prin urmare, o categorizare a acestora în urbanul dihotom ar fi fost prea brută (cf. M. Voicu, 2007).

În blocul al doilea, am introdus variabila *orientării axiologice postmaterialiste*. Începând de la analiza lui Inglehart (1995), foarte multe cercetări au investigat efectul acesteia asupra luărilor de poziții ambientale. Menționăm doar câteva: Kemmelmeier *et al.* (2002), investigând efectul direct și indirect al postmaterialismului asupra dispoziției pozitive a prevenirii poluării, semnalează că, atât la nivel macro, cât și la cel individual, postmaterialismul influențează în mod direct (pozitiv) predispoziția pozitivă; evidențele neputând fi arătate și privitor la capacitatea de mediere a valorilor postmaterialiste, între bunăstarea economică la nivel macro sau micro și atitudinile pozitive față de dispoziția pozitivă. La nivelul Europei Centrale și de Est, Lee și Norris (2000) semnalează influența pozitivă, semnificativă a postmaterialismului asupra dispoziției de a contribui financiar la prevenirea poluării, totodată menționând și faptul că acest efect este mai puțin puternic decât la nivelul Europei de Vest. În analiza noastră, am măsurat orientarea postmaterialistă prin scala clasică al lui Inglehart (1990) cu patru variante de răspuns⁷.

Următorul grup de variabile se referă la *orientarea politico-ideologică*, pe direcția stânga-dreapta; egalitate vs libertate; fatalism vs autonomie. Buttel și Flinn (1978), cu toate că, la nivel macro, reușesc să pună în evidență relația antagonistă dintre politicile neoliberale și preocuparea față de mediul înconjurător, la nivel micro nu găsesc diferențe semnificative între atitudinile pro-mediu ale publicului democrat și republican. Alți autori semnalează, în schimb, că votanții cu partidele de stânga manifestă atitudini mai intense față de protecția mediului, comparativ cu cei care au preferințe politice de dreapta, explicația fiind că repondenții cu orientări de dreapta favorizează mai mult creșterea economică și sunt deci mai materialişti și conservatori decât cei de stânga, la aceștia din urmă predominând valorile postmaterialiste și preferințe de tip justiție socială și protejarea mediului (Dalton, 2002; Neumayer, 2004; Witzke și Urfei, 2001). Freire (2006) ajunge la aceeași

⁷ Dacă ar fi să alegeți, care din următoarele lucruri ar fi mai important? Care ar fi al doilea lucru ca importanță? *a.* menținerea ordinii în țară; *b.* oamenii să aibă un cuvânt mai greu de spus cu privire la deciziile importante ale guvernului; *c.* lupta împotriva creșterii prețurilor; *d.* protejarea libertății cuvântului. Variantele de răspuns *a* și *c* corespund orientării valorice materialiste (prin recodare, luând valoarea 0), iar *b* și *d* celor postmaterialiste (prin recodare, luând valoarea 1). Astfel, prin însumarea valorilor obținute la cele două întrebări, un individ poate fi catalogat cu postmaterialist (scor 2), mixt (scor 1) sau materialist (scor 0).

concluzie: în Europa de Vest, publicul ce se autopozizionează spre stânga este cel care se declară în favoarea protejării mediului, alături de alte problematice postmaterialiste clasice (preferința pentru egalitatea șanselor, libertatea de gândire etc.). Pentru a determina autopозиționarea, am utilizat o scală de la 1 la 10, corespunzătoare autoplasării stânga-dreapta.

Opțiunea pentru celelalte variabile axiologice – egalitarism vs libertate și autonomie vs fatalism – a fost motivată nu numai de faptul că dispunem de o literatură bogată referitoare la efectul acestora, ci și de faptul că orientarea ideologică apare frecvent cuplată cu preferințe specifice pentru aceste valori. Or, în contextul românesc, unde „notorietatea conceptelor de stânga și dreapta politică este relativ scăzută” (Comșa, 2007, p. 70), ne putem aștepta ca, prin acestea, să putem spune mai multe în legătură cu efectul orientărilor politice asupra atitudinilor față de problematicile de mediu.

În ceea ce privește efectul variabilei *egalitarism vs libertate*, literatura aduce argumente în ambele sensuri. Conform lui Stern și Dietz (1994), orientările valorice altruiste, de tip egalitarist, sunt cruciale pentru a determina luări de poziții și comportamente pro-mediu, aceasta fiind totodată ideea implicită a teoriei culturale (Grendstad, 1999). Pe de altă parte, alte date empirice semnalează că preferința pentru libertate exercită un efect semnificativ pozitiv asupra atitudinilor față de mediu (de exemplu, Dieckmann și Preisendörfer, 1998). În analiza noastră, am mers pe analogia teoriei valori–credințe–norme (Stern și Dietz, 1994), operând astfel cu variabila *dummy* egalitarism–libertate⁸, cu valoarea 1 pentru preferința egalitaristă și 0 pentru preferința liberală, în toate cele trei eșantioane. Pentru includerea în analiză a variabilei *autonomie vs fatalism*, am avut în vedere specificitatea variabilei dependente și evidențele cercetărilor, care sugerează că persoanele autonome, mature și care cred în posibilitatea influențării mersului lucrurilor (*can make a difference*) exprimă atitudini și comportamente mai favorabile protecției mediului înconjurător (Borden și Francis, 1978), comparativ cu fataliștii (Grendstad, 1999; Haller și Hadler, 2008). Variabila este continuă, luând valoarea 1 pentru fatalism și 10 pentru autonomie⁹.

Al patrulea bloc cuprinde o serie de *variabile referitoare la atitudini față de diferite problematice de mediu*: evaluarea seriozității problemelor de mediu la nivel local, global; satisfacția față de activitatea guvernului, legat de protecția mediului, și alegerea priorității mediu vs creștere economică – la nivelul cărora ne oprim ceva mai mult în cele ce urmează (acestea apar însă doar la nivelul EVS/BOP 2005). Astfel, în chestionarul EVS/BOP 2005, respondenții au fost rugați, prin două

⁸ Variantele de răspuns la enunțurile: *Atât libertatea cât și egalitatea sunt importante. Dacă ar fi să aleg, aș considera libertatea mai importantă, în sensul că fiecare să poată trăi liber și să se poată afirma fără restricție*; respectiv: *Dacă ar trebui să aleg, aș considera egalitatea mai importantă, în sensul că nimeni nu trebuie privilegiat, iar diferențele dintre clasele sociale ar trebui să nu fie prea mari*.

⁹ Ca răspuns la întrebarea: *Unii oameni cred că fiecare poate decide propria soartă, alții zic că destinul ne este hotărât de la bun început. Vă rugăm să ne spuneți ce credeți dvs.* (1=totul în viață e determinat de soartă, 10=fiecare își hotărăște singur destinul).

întrebări, să indice evaluarea seriozității a trei probleme de mediu din comunitatea lor (apa potabilă, calitatea aerului, canalizarea și strângerea gunoierului), respectiv a trei probleme de mediu la nivel global (încălzirea globală sau efectul de seră, dispariția unor specii de animale sau plante, poluarea râurilor, lacurilor și oceanelor). În chestionarul original, variantele de răspuns au fost codate de la 1 la 4 (1=în foarte mare măsură ș.a.m.d.). Din motive teoretice, ce țin de investigarea efectului problemei obiective (Inglehart, 1995) asupra variabilelor dependente (cele două forme de suport), noi vom opera cu variantele de răspuns recodate, în direcția sporirii seriozității problemei (4=în foarte mare măsură ș.a.m.d.). În modelele de regresie, utilizăm un indice de scor factorial atât pentru evaluarea problemelor globale, cât și pentru cele locale (vezi *Tabelul A2 și A3* din Anexă).

Următoarea variabilă din grupul celor specifice, disponibile doar la nivelul eșantionului EVS/BOP 2005, este cea referitoare la *satisfacția față de activitatea guvernului în domeniul protecției mediului*. Insatisfacția față de politica de mediu a guvernului este citată ca o posibilă sursă a atitudinilor și comportamentelor pro-mediu (Pelletier *et al.*, 1996): indivizii care evaluează activitatea guvernului ca fiind inadecvată ar dori să-și ia soarta în propriile mâini. Cu toate că analiza autorilor nu se extinde și asupra tipurilor de dispoziție comportamentală privind prevenirea poluării, conform raționamentului propus ne-am putea aștepta ca repondenții care exprimă atitudini ostile activității guvernului să adere la dispoziția pozitivă și invers. Dacă se întâmplă așa și în cazul nostru, rămâne o întrebare deschisă a analizei. În studiul de față vom lucra cu codarea inițială a variantelor de răspuns privind gradul de mulțumire/nemulțumire față de activitatea guvernului în domeniul protecției mediului (adică: foarte mulțumit = 4; mulțumit = 3; nemulțumit = 2; foarte nemulțumit = 1).

Următoarea variabilă din acest grup este un item de alegere, prin care *repondenții se declară în favoarea protecției mediului sau creșterii economice*. În analiza noastră am recodat variantele de răspuns inițiale (1 pentru protecția mediului, 2 pentru creșterea economică și 3 pentru alte răspunsuri) în variabile dihotomice, cu valoarea 1 pentru protecția mediului și 0 pentru creșterea economică, renunțând la variantele *alt răspuns*.

Ultimul grup este reprezentat de trei variabile, ce vizează *activismul de mediu și capitalul social formal*: calitatea de membru în organizații de mediu, potențialul de protest și încrederea în instituțiile statului. *Activismul de mediu* și relația acestuia cu atitudinile și comportamentele specifice pro-mediu (dispoziția de suport financiar a politicilor) a fost explorat în mai multe studii (de exemplu, Blomquist și Whitehead, 1998), concluziile susținând ideea, oarecum implicită problematizării, că indivizii care participă în organizații de mediu sunt mai dedicați problematicii de mediu, comparativ cu restul publicului și, prin urmare, sunt predispuși la suportul financiar al cauzei ambientale. În ceea ce privește această variabilă, este destul de dificil să determinăm dacă ea este o variabilă independentă sau, dimpotrivă, activismul constituie variabila dependentă și suportul financiar variabila independentă, adică un cetățean este dispus să suporte costurile prevenirii poluării pentru că este activist sau suportul determină ca el – în timp – să devină activist? Și

aici, cum se întâmplă în multe alte cazuri de variabile aflate în relații datorită ariei lor de acoperire foarte apropiate, mai oportun ar fi să discutăm despre o circularitate cauzală. În analiza noastră, activismul de mediu este dihotomic (0 = nu este membru; 1 = membru), în ambele eșantioane.

Potențialul de protest este calculat ca indice de scor factorial (vezi *Tabelul A4* din Anexă), la nivelul următoarelor activități contestatate: semnare de petiții, participare la boicot, participare la o demonstrație autorizată, în ultimii cinci ani (pentru eșantionul EVS/BOP 2005) și la modul general (pentru eșantionul EVS 1999). Potențialul de protest și influența acestuia asupra atitudinilor față de mediul înconjurător a fost investigat împreună cu așa-numita variabilă a cinismului (încrederea scăzută în instituțiile statului – de exemplu, Lee și Norris, 2000), cercetarea arătând că ambele exercită o influență pozitivă asupra atitudinilor față de mediu (printre care suportul activ/pozitiv). Noi încercăm totuși să nu urmărim cinismul, ci capitalul social formal (*încredere în instituțiile statului*), bazându-ne pe ideea că, pentru a colabora cu instituții ale statului, în cazul de față prin contribuții cu banii proprii pentru prevenirea poluării, este necesar ca cetățenii să aibă încredere în cei cu care vor coopera (Paalova și Adger, 2005). Prin urmare, variabila de încredere ia valori, în ordinea sporirii gradului de încredere, de la 1 la 4 (1=foarte puțină/deloc; 4=foarte multă) și este calculată ca indice de scor factorial la nivelul a șapte instituții ale statului (eșantionul EVS/BOP 2005) și patru instituții ale statului (eșantionul EVS 1999) (*Tabelul A5 și A6* din Anexă).

DISPOZIȚIA SPRE IMPLICAREA ACTIVĂ ÎN PREVENIREA POLUĂRII

În cele ce urmează prezentăm, pe rând, analizele de regresie pentru dispoziția spre implicarea activă în prevenirea poluării, la nivelul celor două eșantioane (EVS/BOP 2005 și EVS 1999) referitoare la România și formulăm o serie de remarci și discuții pe marginea acestora.

Cum se poate observa din *Tabelele nr. 2 și 3*, prin grupurile de variabile independente utilizate, reușim să explicăm doar 10, respectiv 4% din variația (R^2 ajustat) dispoziției pozitive pentru prevenirea poluării, „avantajul” anului 2005 fiind explicabil prin grupa variabilelor specifice (*Model 4*), care măsoară atitudini vizavi de problematici de mediu, care nu au fost însă disponibile la nivelul anului 1999. Important de menționat e și faptul că, la nivelul eșantionului EVS/BOP 2005, excluzând ultima grupă, fiecare grupă de variabile aduce modificări semnificative, în ceea ce privește explicarea variației variabilei dependente; acest lucru se prezintă diferit la nivelul anului 1999, când postmaterialismul, respectiv variabilele de activism, protest și încredere instituțională nu au reușit să aducă schimbări semnificative.

Tabelul nr. 2

Analiza de regresie asupra dispoziției privind implicarea activă, la nivel individual, în prevenirea poluării (EVS/BOP 2005)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Vârstă	0,022	0,029	0,032	0,021	0,013
Gen (bărbat)	-0,029	-0,036	-0,051	-0,050	-0,052
Educație	0,124**	0,108*	0,079+	0,052	0,053
Venit	0,091*	0,088*	0,094*	0,082*	0,079+
Etnie (română)	-0,025	-0,018	-0,011	-0,001	0,001
Religie (ortodoxă)	-0,025	-0,025	-0,013	-0,027	-0,023
Tip localitate (urban)	-0,001	-0,005	-0,005	-0,035	-0,025
Postmaterialism		0,093*	0,083*	0,071+	0,067+
Ideologie (dreapta)			0,068+	0,061	0,054
Egalitate vs. libertate			-0,095*	-0,072+	-0,062
Autonomie vs. fatalism			0,145***	0,131***	0,125***
Probleme locale de mediu				0,063	0,057
Probleme globale de mediu				0,109**	0,114**
Satisfacție cu activitatea guvernului				0,031	0,018
Mediu vs. creștere economică				0,123**	0,122**
Activism de mediu					0,006
Potențial de protest					0,035
Încredere în instituțiile statului					0,081*
R ² ajustat	0,022	0,028	0,061	0,092	0,096
Schimbare R ²	0,033	0,008	0,037	0,036	0,008
Semnificație schimbare F	p<0,01	p<0,05	p<0,001	p<0,001	p>0,05

***p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; +p<0,1; coeficienții reprezintă coeficienți standardizați (Beta)

Calcule personale, pe baza datelor EVS/BOP 2005.

Tabelul nr. 3

Analiza de regresie asupra dispoziției privind implicarea activă, la nivel individual, în prevenirea poluării (EVS 1999)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Vârstă	-0,177***	-0,118***	-0,079	-0,008
Gen (bărbat)	-0,023	-0,020	-0,074+	-0,166+
Educație	0,154***	0,152***	0,173***	0,102
Venit	0,096*	0,095*	0,093+	-0,006
Etnie (română)	0,106*	0,110*	0,037	0,095
Religie (ortodoxă)	-0,065	-0,071	-0,069	0,033
Tip localitate (urban)	-0,042	-0,062	-0,050	-0,084
Postmaterialism		0,027	0,027	-0,012
Ideologie (dreapta)			0,127**	0,181+
Egalitate vs. libertate			0,047	0,028
Autonomie vs. fatalism			0,136***	0,177+
Activism de mediu				-0,087
Potențial de protest				0,139

Încredere în instituțiile statului				0,072
R ² ajustat	0,018	0,010	0,042	0,042
Schimbare R ²	0,074	0,001	0,053	0,024
Semnificație schimbare F	p<0,001	p>0,05	p<0,001	p>0,05

***p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; +p<0,1; coeficienții reprezintă coeficienți standardizați (Beta)
Calculare personale, pe baza datelor EVS 1999.

Privitor la variabilele sociodemografice, se poate spune că efectul negativ al *vârstei* din 1999 a dispărut în anul 2005, mai mult decât atât, coeficientul (deși scăzut) și-a schimbat direcția, ceea ce ne face să credem că, spre deosebire de 1999, când dispoziția spre implicarea financiară venea din partea femeilor (efect marginal) tinere, educate și cu venit relativ ridicat, în 2005 singurele surse sociodemografice importante ale acestei dispoziții rămân educația și venitul, ambele cu efecte semnificativ pozitive. Se poate observa, totodată, că, pe măsură ce introducem în analiză și alte grupe de variabile, cu excepția venitului, în 2005, variabilele primului grup își pierd semnificația, dispoziția pozitivă, pe direcție sociostructurală, reflectând considerente economice (*cf.* Korfiatis *et al.*, 2004) și, marginal, de educație (coeficientul, deși nesemnificativ statistic, este relativ ridicat).

Postmaterialismul se prezintă destul de interesant: în 1999 acesta încă nu are efect semnificativ asupra variabilei dependente, comparativ cu 2005, când constituie unul din predictorii semnificativi ai dispoziției spre implicare (chiar și în ultimele modele, are un efect marginal semnificativ). Acest lucru, la prima vedere, merge mână în mână cu teza postmaterialismului (Inglehart, 1995): în 1999, în plină recesiune economică, chiar dacă o persoană avea orientări valorice postmaterialiste, acest lucru nu o predetermina spre un sacrificiu economic cu impact environmental (în ultimul model, pe măsura introducerii variabilelor ideologice, postmaterialismul rezultând chiar într-un coeficient cu semn negativ); în 2005, în schimb, această dispoziție începe să se prezinte ca o preferință încapsulată în orientarea postmaterialistă.

Un alt aspect, în ceea ce privește anul 2005, vizează aproape egala influență a venitului și postmaterialismului, lucru ce s-ar putea explica, relativ simplu, prin traducerea, la nivel individual, a tezei postmaterialismului (Inglehart, 1990). Conform acestei abordări, postmaterialismul mediază între veniturile ridicate și dispoziția spre sacrificiul monetar individual. Realizând însă o analiză de regresie în acest sens – asemenea lui Kemmelmeier *et al.* (2002)¹⁰ –, am constatat (acest

¹⁰ Autorii urmăresc procedura de regresie sugerată de Baron și Kenny (1986), conform căreia, pentru a demonstra că relația dintre variabilele X și Z este mediată de Y, sunt necesare trei analize de regresie consecutive, cu următoarele cerințe: 1. X prezice Z; 2. Y prezice Z; 3. ambele variabile independente sunt introduse în model, iar Y continuă să fie predictor semnificativ, pe când X nu mai este predictor semnificativ. În analiza noastră, primii doi pași ai regresiei se adevăresc: controlând vârsta, genul, educația, etnia, religia, tipul de localitate, atât venitul (pasul 1), cât și postmaterialismul (pasul 2) se dovedesc predictorii pozitivi, statistic semnificativi ai dispoziției pozitive. În pasul 3, condițiile necesare pentru a demonstra un efect de mediere al postmaterialismului nu se adevăresc:

lucru putând fi observat și începând cu *Modelul 2*) că postmaterialismul nu constituie o variabilă mediatore, ci un predictor independent și direct al dispoziției pozitive (cf. Gelissen, 2007), cum se întâmplă și în cazul nivelului de venit. Pe măsura introducerii altor grupe de variabile, în România anului 2005 postmaterialismul ajunge însă să aibă un efect pozitiv doar marginal semnificativ asupra dispoziției pozitive.

A treia grupă cuprinde variabilele orientărilor politico-ideologice și axiologice, la nivelul cărora putem puncta aspecte și mai interesante. În România, autopозиționarea spre dreapta și preferința pentru autonomie în schimbul fatalismului constituie, în ambii ani, predictorii semnificativi, cu semn pozitiv, ai dispoziției comportamentale privind sacrificiul monetar; dacă, în 2005, între preferința pentru egalitate și suportul prevenirii poluării se înregistrează o relație negativă, statistic semnificativă, în 1999 această relație se prezintă ca una slab pozitivă și statistic nesemnificativă.

Cum putem interpreta aceste rezultate, mai ales în ceea ce privește efectul pozitiv al autopозиționării spre dreapta? La o primă vedere, și bazându-ne pe considerentele literaturii de specialitate – unde autopозиționarea spre stânga este, de regulă, citată ca predictor al atitudinilor pro-mediu, stânga apărând astfel asociată cu noua politică, sensibilă la aspectele de tip justiție socială, calitate superioară a vieții (inclusiv mediu înconjurător), libertate etc. (de exemplu, Inglehart, 1997; McAllister și Studlar, 1995) –, situația României pare destul de ciudată și de neexplicat, în ambii ani dispoziția pozitivă venind din partea celor care se autopозиționează spre dreapta. Această situație asincronă cu datele literaturii de specialitate este, de altfel, caracteristică și spațiului central și est-european (cf. Nistor, 2008a), în toate celelalte cazuri dispoziția pozitivă fiind corelată pozitiv cu autopозиționarea spre stânga.

Pentru a comenta situația atipică a țărilor din această parte a Europei și, în mod particular, a României, sunt de părere că trebuie avut în vedere, în primul rând, specificul variabilei dependente – implicarea economică la nivel individual în luările de măsuri pentru prevenirea poluării – și specificitatea variabilelor independente din acest grup, mai cu seamă în contextul românesc. Or, cum putem afla și din analiza efectuată de M. Comșa (2007) asupra autopозиționărilor ideologice în România (de altfel, exact pe baza seriilor WVS/EVS 1993–2005), stânga și dreapta, la nivel statistic, sunt asociate cu preferința pentru anumite valori, politici și modalități de rezolvare a problemelor, astfel încât cei ce se situează spre dreapta sunt și aceia care preferă implicarea individuală (autonomie) *versus* predeterminism (fatalism) și intervenție statală, respectiv tot ei sunt aceia care cred că libertatea este mai importantă decât egalitatea.

venitul rămâne un predictor pozitiv, statistic semnificativ al suportului pozitiv, chiar și în prezența postmaterialismului (care la rândul lui își păstrează semnificația și direcția).

Prin urmare, ne aflăm în fața unei influențe comune la nivelul acestor variabile, efectul pozitiv rezultând mai degrabă din sensurile cu care este investit conceptul de dreapta și nu atât din autopозиționarea în sine (cu atât mai mult cu cât, în România, autopозиționarea are loc în contextul în care notorietatea etichetei stânga-dreapta este relativ scăzută – Comșa, 2007), cei care optează pentru cetățenia activă fiind deci liberalii, care se declară în favoarea implicării individului în mersul lucrurilor (și sunt postmaterialiști), în consens cu rezultatele furnizate de alte cercetări (de exemplu, Dieckmann și Preisendörfer, 1998; Theodori și Luloff, 2002). Având în vedere deci specificitatea variabilei dependente, devine inteligibil de ce liberalismul și nu preferința pentru egalitate predispune spre dispoziție pozitivă: în România, egalitatea este strâns legată de modalitatea de rezolvare a problemelor de către stat (Comșa, 2007) și, astfel, influența ei pare mai plauzibilă la nivelul dispoziției spre pasivitate (ce-i drept, în cazul nostru, acest efect se poate documenta doar marginal sau deloc, cum vom vedea ceva mai încolo).

Despre efectul următorului grup – atitudini față de diferite problematice ale mediului – putem discuta doar la nivelul eșantionului din 2005. Din grupul de variabile, două au efect semnificativ pozitiv: cu cât o persoană evaluează problemele globale de mediu în termeni de gravitate accentuată, cu atât își exprimă preferința pentru protecția mediului în schimbul creșterii economice – acestea menținându-și efectul și în modelul final. Evaluarea seriozității problemelor locale de mediu și satisfacția față de activitatea guvernului nu exercită un efect statistic semnificativ, de unde putem deduce o oarecare „dezrădăcinare” a dispozițiilor studiate, ele nefiind motivate de probleme obiective de mediu, direct sesizabile.

Din variabilele ultimului model, în 1999 niciuna, iar în 2005 doar „încrederea în instituțiile statului” favorizează cetățenia activă. Nici activismul de mediu, nici potențialul de protest, variabile oarecum specifice, din punctul de vedere al variabilei dependente, nu se dovedesc a avea efect pozitiv – lucru explicabil din perspectiva frecvenței și caracteristicii relativ scăzute ale acestor tipuri de activități în România. În ceea ce privește, în special, situația din anul 2005, efectul pozitiv, semnificativ, al încrederii instituționale confirmă intuiția noastră inițială: persoanele care au un nivel de încredere mai ridicat în instituții sunt mai deschise spre această formă de colaborare.

DISPOZIȚIA SPRE PASIVITATE

Prezentăm, în cele ce urmează, situația dispoziției spre pasivitate, pe baza datelor din EVS/BOP 2005 și EVS 1999.

Cum se poate observa din *Tabelele nr. 4 și 5*, respectiv prin compararea acestora cu *Tabelul nr. 2 și 3*, cele două tipuri de preferințe sunt determinate de variabile sociostructurale clar diferite, persoanele care se declară în favoarea uneia sau alteia din cele două forme de suport ale prevenirii poluării dispunând de caracteristici sociodemografice și economice diferite, lucru ce poate fi citat ca argument, în ceea ce privește unidimensionalitatea celor două dispoziții.

Tabelul nr. 4

Analiza de regresie asupra dispoziției spre pasivitate în legătură cu prevenirea poluării
(EVS/BOP 2005)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Vârstă	-0,001	-0,005	0,021	0,011	0,014
Gen (bărbat)	-0,029	-0,029	-0,015	-0,043	-0,049
Educație	-0,066*	-0,050+	-0,011	-0,042	-0,040
Venit	-0,093***	-0,091**	-0,080*	-0,070	-0,072+
Etnie (română)	0,003	-0,004	-0,031	-0,058	-0,055
Religie (ortodoxă)	0,070*	0,070*	0,088+	0,087+	0,077
Tip localitate (urban)	-0,018	-0,011	-0,027	-0,041	-0,046
Postmaterialism		-0,034	-0,051	-0,060	-0,052
Ideologie (dreapta)			0,014	0,013	0,015
Egalitate vs libertate			0,055	0,068+	-0,065
Autonomie vs fatalism			-0,065+	-0,046	-0,046
Probleme locale de mediu				-0,034	-0,030
Probleme globale de mediu				0,102*	0,096*
Satisfacție față de activitatea guvernului				-0,054	-0,046
Mediu vs creștere economică				-0,080+	-0,075+
Activism de mediu					0,003
Potențial de protest					-0,016
Încredere în instituțiile statului					-0,053
R ² ajustat	0,015	0,016	0,021	0,031	0,029
Schimbare R ²	0,026	0,003	0,009	0,016	0,003
Semnificație schimbare F	p<0,05	p>0,05	p>0,05	p<0,05	p>0,05

***p<0,001; **p<0,01, *p<0,05; +p<0,1; coeficienții din tabel constituie coeficienți standardizați (Beta)
Calculare personale, pe baza datelor EVS/BOP 2005.

Tabelul nr. 5

Analiza de regresie asupra dispoziției spre pasivitate în legătură cu prevenirea poluării
(EVS 1999)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Vârstă	-0,065+	-0,057	-0,036	0,016
Gen (bărbat)	0,015	0,019	-0,027	0,103
Educație	-0,144***	-0,131**	-0,172***	-0,066
Venit	-0,035	-0,025	-0,083	-0,071
Etnie (română)	-0,095+	-0,086+	-0,064	-0,156
Religie (ortodoxă)	0,085+	0,075	-0,025	0,065
Tip localitate (urban)	0,104**	0,126***	0,114*	-0,015
Postmaterialism		-0,113**	-0,090*	-0,195+
Ideologie (dreapta)			-0,037	0,053
Egalitate vs libertate			-0,038	-0,012
Autonomie vs fatalism			-0,132**	-0,012
Activism de mediu				0,100

Potențial de protest				0,084
Încredere în instituțiile statului				0,070
R ² ajustat	0,019	0,031	0,080	0,004
Schimbare R ²	0,027	0,011	0,018	0,019
Semnificație schimbare F	p<0,001	p<0,01	p<0,05	p>0,05

***p<0,001; **p<0,01, *p<0,05; +p<0,1; coeficienții din tabel constituie coeficienți standardizați (Beta) Calcule personale, pe baza datelor EVS/BOP 2005.

Din variabilele sociodemografice, în 2005 educația și venitul exercită un efect statistic semnificativ, ambele în sens negativ; situația se prezintă aproximativ la fel și în 1999. Alte variabile din acest grup, cu efect semnificativ, sunt religia ortodoxă, în 2005 (cu efect marginal în 1999) și tipul de localitate (în 1999), ceea ce ne determină să concluzionăm că persoanele mai puțin educate, cu venit mai redus, de religie ortodoxă și care provin din mediul urban sunt cele care manifestă dispoziții negative privind prevenirea poluării (doar guvernul să fie responsabil). Majoritatea acestor variabile își pierd însă efectul pe măsură ce introducem în analize celelalte grupe de variabile. În modelul final, doar problemele globale de mediu rămân cu efect pozitiv, statistic semnificativ (în 2005), în anul 1999 variabilele modelului final neexercitând un efect statistic semnificativ (exceptând postmaterialismul, la nivelul căruia avem o semnificație marginală).

Postmaterialismul are un efect semnificativ negativ în 1999; în anul 2005, deși exercită un efect negativ, acesta nu este, din punct de vedere statistic, semnificativ. Se pare deci că persoanele materialiste, preocupate de problemele traiului de zi cu zi, se declară în favoarea prevenirii poluării de către guvern, fără contribuții personale.

Următorul grup de variabile, cele politico-ideologice și axiologice, în 2005, nu participă în mod semnificativ la explicarea varianței, în 1999, din grupul de predictorii, doar preferința pentru fatalism exercitând efect statistic semnificativ. Constatările de mai sus, în legătură cu încărcătura axiologică specifică autopозиționării spre dreapta, sunt valabile, în sens invers, și în ceea ce privește autopозиționarea spre stânga, preferința pentru egalitate și pentru fatalism fiind doar câteva din conținuturile specifice noțiunii de stânga de la noi din țară și nu numai (vezi, pe larg, Comșa, 2007). Dată fiind specificitatea predictorilor dispoziției spre pasivitate (cei mai în vârstă, cu nivel de educație scăzut, materialişti și religioși), putem conchide că avem de-a face cu preferința provenită din partea publicului tradiționalist, cu o oarecare nepăsare față de problematica mediului (*cf.* efectul semnificativ al fatalismului și considerațiile teoriei culturale – Wildavsky și Dake, 1990).

Din grupul variabilelor atitudinilor față de mediu (doar eșantionul 2005), de această dată se desprinde un aspect interesant: singura variabilă cu efect semnificativ pozitiv este cea legată de evaluarea seriozității problemelor globale de mediu, la fel cum se întâmplă și în cazul dispoziției spre implicare, la acest nivel realizându-se prima și singura conexiune dintre predictorii celor două dispoziții,

creându-ne astfel o suspiciune de existență a unei ambivalențe atitudinale, în ceea ce privește modalitatea de rezolvare a acestor probleme (lucru ce a și fost demonstrat, de altfel, altundeva – Nistor, 2008a).

Sunt autori (deHaven-Smith, 1988; Uzzel, 2000), care susțin că este mai puțin probabil ca problemele globale să fie însoțite de preferințe pentru activități costisitoare la nivel individual, prin urmare, dispoziția spre pasivitate, în acest caz, poate fi interpretată în termenii detașării acționale în fața unor probleme grave, dar, în orice caz, oarecum intangibile. Din această perspectivă, devine inteligibil și semnul negativ al coeficientului, la nivelul problemelor locale: cei care consideră că problemele locale nu sunt grave pot foarte ușor să lase rezolvarea acestora la nivelul guvernului și, astfel, putem reaccentua ideea că, până la urmă, ne aflăm în fața unei preferințe ce este declarată îndeosebi de publicul neparticipativ și fatalist – asemenea descrierilor furnizate de teoria culturală (Wildavsky și Dake, 1990).

CONCLUZII

Datele cercetării indică două profiluri diferite ale adepților predispozițiilor spre implicare activă, respectiv spre pasivitate, în ceea ce privește prevenirea poluării. Profilul celor care se declară în favoarea luării de poziție active – cel puțin pe baza teoriei culturale (Wildavsky și Dake, 1990) și a tezei postmaterialiste (Inglehart, 1990, 1995) – apare ca superior profilului celor care preferă soluțiile tradiționaliste de tip *government* (guvernare), primii având un nivel de educație și un venit mai ridicate, precum și orientări axiologice de tip postmaterialist și manifestă încredere în posibilitatea influențării mersului lucrurilor de către fiecare individ în parte. Prin comparație, predispoziția spre pasivitate își are sursa în publicul mai puțin educat, cu venituri mai reduse, public ce este, în același timp, tradiționalist și fatalist. Din aceste puncte de vedere, preferințele cetățenilor români sunt, în general, sincrone cu cele ale europenilor (*cf.* Nistor, 2008a; Torgler *et al.*, 2008), însă, mergând mai departe în șirul predictorilor, se remarcă discrepanțe considerabile, din care menționăm, în continuare, câteva.

În România, preferința pentru suportul financiar al prevenirii poluării vine din partea celor care, pe linie ideologico-politică, se autopoziționează spre dreapta, în contradicție nu numai cu evidențele empirice din alte zone ale Europei (mai puțin Europa Centrală și de Est), ci și cu teoriile cultural-politice, fiind deja un truism faptul că problematica de mediu constituie o componentă a orientării de stânga, în strânsă legătură cu postmaterialismul și cu „noua politică” participativă (Freire, 2006). Explicația, credem, poate fi căutată în sensurile cu care publicul din România investește autopoziționarea spre dreapta (Comșa, 2007), fiind vorba, în acest sens, de preferința pentru libertate, încrederea în autonomia individuală (*free will*) și în posibilitatea influențării mersului lucrurilor. Disponibilitatea de a contribui financiar la rezolvarea problemei apare, astfel, nu atât ca o atitudine

pro-mediu întemeiată pe atitudini pro-mediu specifice, ci ca o preferință de natură socioeconomică, a cărei idee centrală este nu atât prevenirea poluării (obiectul de atitudine), cât modalitatea în care se dorește atingerea acestui scop (atitudinea față de acțiune), în cazul de față, prin implicarea individului în rezolvarea problemelor.

În România, dispoziția negativ-pasivă este influențată doar marginal de către orientările ideologico-politice. În alte analize (Nistor, 2008a), am arătat că, în Europa Centrală și de Est, aceasta reflectă însă efectul autopозиționării spre stânga, prin contrast cu Europa de Vest și Scandinavia, unde este preferată de publicul de dreapta, mai conservator. Asincronia poate fi explicată plauzibil și prin constatarea lui Chiribucă (1996 – cf. Comșa, 2007): în spațiul postcomunist, autopозиționarea spre dreapta trebuie înțeleasă, mai degrabă, în termeni de dezirabilitate socială, decât de ideologie înalt cristalizată.

O concluzie importantă se referă la faptul că ambele preferințe nu pot fi modelate cu încredere prin intermediul atitudinii critice față de problemele locale de mediu, relația fiind pozitivă, statistic nesemnificativă, între acestea și dispoziția spre implicare, respectiv slab negativă, statistic nesemnificativă, între acestea și dispoziția spre pasivitate. Percepția gravității problemelor globale de mediu se numără însă printre predictorii ambelor preferințe. Pentru divergența din primul caz, poate fi invocată slaba coerență a configurației atitudinal-dispoziționale a publicului din România (cf. Nistor, 2008a), în timp ce cazul din urmă reclamă explicații pe baza ambiguității problemelor globale de mediu, repondenții nefiind siguri cum anume ar trebui să fie rezolvate aceste probleme depărtate de preocupările lor.

Pe linie sociostructurală și chiar și axiologică (exceptând efectul particular al autopозиționării politico-ideologice), atitudinile, dispozițiile și comportamentele par însă a reflecta legitatea semnalată în literatură: cetățenii cu nivel de educație ridicat, cu venituri mai mari, cu orientări postmaterialiste și liberale constituie, și în cazul României, grupul-sursă primar al acelor atitudini și dispoziții pro-mediu, ce configurează spațiul cetățeniei active, participative. Prin contrast, adepții cetățeniei pasive și deci ai soluțiilor tip *government* sunt indivizii mai puțin caracterizabili prin mobilizare cognitivă și la nivelul lor intervine și efectul limitativ al participării, reprezentat de constrângerile financiare, în cazul acestora costurile posibilelor beneficii fiind decisive în nedeclanșarea implicării.

Per ansamblu, se pare că sursa atitudinilor și comportamentelor pro-mediu trebuie căutată în resursele economice (ipoteza bunăstării), dublate de nivelul de educație ridicat (ipoteza iluminării, mobilizării cognitive) și, în ultimă instanță, în valorile postmaterialiste (ipoteza valorilor subiective) – aspecte ce anulează posibilitatea utilizării unui cadru teoretic singular. Dat fiind faptul că, la ora actuală, toate aceste surse au o pondere scăzută în rândul publicului din România, pare plauzibilă și constatarea că manifestările de atitudini și, în special, de comportamente pro-mediu ce implică participare, implicare financiară, vor constitui, pe termen scurt, un fenomen „de castă”, rezervat unui fragment infim din

populație. Trebuie accentuat însă că, și la nivelul acestora, coeficienții semnificativi au o valoare de explicație scăzută, ceea ce constituie un imperativ atât în direcția precauției interpretării, cât și în direcția necesității efectuării de cercetări sociologice, care să cuprindă un set extins de itemi destinați problematicii ambientale.

BIBLIOGRAFIE

1. ABRAMSON, P.R., INGLEHART, R. (1995). *Value Change in Global Perspective*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
2. ARCURY, T.A., CHRISTIANSON, E.H. (1990). Environmental Worldview in Response to Environmental Problems. Kentucky 1984 and 1988 compared. *Environment and Behavior*, 22: 387–407.
3. BARON, R.M., KENNY, D.A. (1986). The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51: 1173–1182.
4. BARRY, J. (2005). Resistance is Fertile: From Environmental to Sustainability Citizenship. In A. Dobson, D. Bell (eds.) *Environmental Citizenship*. Cambridge: The MIT Press, pp. 21–48.
5. BEIERLE, T., CAYFORD, J. (2002). *Democracy in Practice: Public Participation in Environmental Decisions*. Washington: RFF Press.
6. BLOMQUIST, G.C., WHITEHEAD, J.C. (1998). Resource Quality Information and Validity of Willingness to Pay in Contingent Valuation. *Resource and Energy Economics*, 20: 179–196.
7. BORDEN, R.J., FRANCIS, J.L. (1978). Who Cares About Ecology? Personality and Sex Differences in Environmental Concern. *Journal of Personality*, 46: 190–203.
8. BUTTEL, F.H., FLINN, W.L. (1978). The Politics of Environmental Concern. The Impacts of Party Identification and Political Ideology on Environmental Attitudes. *Environment and Behavior*, 10: 17–36.
9. CASTRO, P., LIMA, M.L. (2001). Old and new ideas about the environment and science. *Environment and Behavior*, 33: 400–423.
10. CHIRIBUCĂ, D. (1996). Mentalitatea – factor de influență în tranziția societății românești. *Studia Sociologiae*, 1–2.
11. COMȘA, M. (2007). Auto-poziționare ideologică: identificare, sofisticare, fundamente. În B. Voicu, M. Voicu (coord.), *Valori ale românilor 1993–2006*. Iași: Institutul European, pp. 65–116.
12. DALTON, R.J. (2002). *Citizen Politics. Public Opinion and Political Parties in Advanced Industrial Democracies*. Chatam House Publishers.
13. DAVIDSON, D.J., FREUDENBURG, W.R. (1996). Gender and Environmental Risk Concern: A Review and Analysis of Available Research. *Environment and Behavior*, 28: 302–339.
14. DEHAVEN-SMITH, L. (1988). Environmental Belief Systems: Public Opinion and Land Use Regulation in Florida. *Environment and Behavior*, 20: 76–99.
15. DIECKMANN, A., PREISENDÖRFER, P. (1998). Environmental Behavior: Discrepancies between Aspirations and Reality. *Rationality and Society*, 10: 79–102.
16. DIETZ, T., STERN, P.C., GUAGNANO, G.A. (1998). Social Structural and Psychological Bases of Environmental Concern. *Environment and Behavior*, 30: 450–472.
17. DIETZ, T., DOLSAK, N., OSTROM, E., STERN, P.C. (2002). The Drama of the Commons. In E. Ostrom, T. Dietz, N. Dolsak, P.C. Stern, Stonich, S., E. U. Weber (eds.), *The Drama of the Commons*. Washington: National Academy Press, pp. 3–35.
18. DOBSON, A., BELL, D. (eds.) (2005). *Environmental Citizenship*. Cambridge: The MIT Press.
19. DUNLAP, R.E., MERTIG, A.G. (2001). Environmentalism, New Social Movements, and the New Class: A Cross-national Investigation. *Rural Sociology*, 66: 113–136.

20. ECKERSLEY, R. (1989). Green Politics and the New Class: Selfishness or Virtue? *Political Studies*, 37: 205–223.
21. EWERT, A., BAKER, D. (2001). Standing for Where You Sit: An Exploratory Analysis of the Relationship between Academic Major and Environmental Beliefs. *Environment and Behavior*, 33: 687–707.
22. FRANZEN, A. (2003). Environmental Attitudes in International Comparison: An Analysis of the ISSP Surveys 1993 and 2000. *Social Science Quarterly*, 84: 297–308.
23. FREIRE, A. (2006). Bringing Social Identities Back in: The Social Anchors of Left-right Orientation in Western Europe. *International Political Science Review*, 27: 359–378.
24. FURMAN, A., ERDUR, O. (1999). Are Good Citizens Environmentalist? *Human Ecology*, 27: 181–188.
25. GELISSEN, J. (2007). Explaining Popular Support for Environmental Protection. A Multilevel Analysis of 50 Nations. *Environment and Behavior*, 39: 392–415.
26. Grendstad, G. (1999). A Political Cultural Map of Europe. A Survey Approach. *GeoJournal*, 47: 463–475.
27. Haller, M., Hadler, M. (2008). Dispositions to Act in Favor of the Environment: Fatalism and Readiness to Make Sacrifices in a Cross-national Perspective. *Sociological Forum*, 23: 281–311.
28. Iluț, P. (1995). *Structurile axiologice din perspectivă psihosocială*. București: Editura Didactică și Pedagogică.
29. Inglehart, R. (1971). The Silent Revolution in Europe: Intergenerational Change in Post-industrial Societies. *American Political Science Review*, 65: 991–1017.
30. Inglehart, R. (1990). *Culture Shift in Advanced Industrial Society*. Princeton: Princeton University Press.
31. Inglehart, R. (1995). Public support for environmental protection. Objective problems and subjective values in 43 societies. *Political Science and Politics*, 28: 57–72.
32. Inglehart, R. (1997). *Modernization and Post-modernization. Cultural, Economic and Political Change in 43 Societies*. Princeton: Princeton University Press.
33. Johnson, C.Y., Bowker, J.M., Cordell, H.K. (2004). Ethnic Variation in Environmental Belief and Behavior: An Examination of the New Ecological Paradigm in a Social Psychological Context. *Environment and Behavior*, 36: 157–186.
34. Jordan, A., Wurzel, R.K.W., Zito, A.R. (2005). Environmental Governance ... or Government? The International Politics of Environmental Instruments. In P. DAUVERGNE (ed.), *Handbook of Global Environmental Politics*. Cheltenham: Edward Elgar, pp. 202–217.
35. KANAGY, C.L., HUMPHREY, C.R., FREBAUGH, G. (1994). Surging Environmentalism: Changing Public Opinion or Changing Publics. *Social Science Quarterly*, 75: 804–819.
36. KEMMELMEIER, M., KRÖL, G., YOUNG, H.K. (2002). Values, Economics, and Proenvironmental Attitudes in 22 Societies. *Cross-Cultural Research*, 36: 256–285.
37. KIDD, Q., LEE, A.-R. (1997). Postmaterialist Values and the Environment. A Critique and Reappraisal. *Social Science Quarterly*, 78: 1–15.
38. KORFIATIS, K.J., HOVARDAS, T., PANTIS, J.D. (2004). Determinants of Environmental Behavior in Societies in Transition: Evidence from Five European Countries. *Population and Environment*, 25: 563–584.
39. LEE, A.-R., NORRIS, J.A. (2000). Attitudes Towards Environmental Issues in East Europe. *International Journal of Public Opinion Research*, 12: 372–397.
40. MACGREGOR, S., PARDOE, S., DOBSON, A., BELL, D. (2005). Environmental Citizenship. *Summary Report of An Interdisciplinary Seminar*. London, Goodenough College, www.environmentalcitizenship.net, accesat la 05.05.2007.
41. MCALLISTER, I., STUDLAR, D.T. (1995). New Politics and Partisan Alignment: Values, Ideology and Elites in Australia. *Party Politics*, 1: 197–200.
42. MIROIU, M. (2002). *Convenio. Despre natură, femei și morală*. Iași: Polirom.
43. MOHAI, P., TWIGHT, B.W. (1987). Age and Environmentalism: An Elaboration of the Buttel Model Using National Survey Evidence. *Social Science Quarterly*, 68: 798–815.

44. NEUMAYER, E. (2004). The Environment, Left-wing Political Orientation and Ecological Economics. *Ecological Economics*, 51: 165–175.
45. NAJAM, A., CHRISTOPOULOU, I., MOOMAW, W. (2004). The Emergent 'System' of Global Environmental Governance. *Global Environmental Politics*, 4: 23–35.
46. NISTOR, L. (2008a). *Atitudini și comportamente față de mediul înconjurător în România*. Teză de doctorat. Cluj-Napoca: Universitatea Babeș-Bolyai.
47. NISTOR, L. (2008b). *Cum să rezolvăm problema poluării? Perspective psihosociale privind dispozițiile ambivalente*. Prezentare în cadrul Colocviului de Științe Sociale ACUM, Universitatea Transilvania din Brașov, 27 noiembrie 2008 – în curs de publicare.
48. PAALOVA, J., ADGER, W.N. (2005). Institutional Ecological Economics. *Ecological Economics*, 53: 353–368.
49. PELLETIER, L.G., LEGAULT, L.R., TUSON, K.M. (1996). The Environmental Satisfaction Scale: A Measure of Satisfaction with Local Environmental Conditions and Government Environmental Policies. *Environment and Behavior*, 28: 5–26.
50. PHARR, S.J., ROBERT D.P., RUSSELL J.D. (2000). A Quarter-century of Declining Confidence: Trouble in Advanced Democracies?. *Journal of Democracy* 11, 5–25.
51. STERN, P. C., DIETZ, T. (1994). The Value Basis of Environmental Concern. *Journal of Social Issues*, 50: 65–84.
52. STERN, P.C., DIETZ, TH., KALOF, L. (1993). Value Orientations, Gender, and Environmental Concern. *Environment and Behavior*, 25: 322–348.
53. STERN, P.C., DIETZ, T., ABEL, T., GUAGNANO G.A., KALOF, L. (1999). A Value-belief-norm Theory of Support Social Movements: the Case of Environmentalism. *Human Ecology Review*, 6: 81–97.
54. Strauss, A., Corbin, J. (1991). *Basics of Qualitative Research: Grounded Theory Procedures and Techniques*. Newbury Park: Sage.
55. SZTOMPKA, P. (1999). *Trust: A Sociological Theory*. Cambridge: Cambridge University Press.
56. THEODORI, G.L., LULOFF, A.E. (2002). Position on Environmental Issues and Engagement in Proenvironmental Behaviors. *Society and Natural Resources*, 15: 471–482.
57. TORGLER, B., GARCIA-VALINAS, M.A., MACINTYRE, A. (2008). Differences in Preferences Towards the Environment: The Impact of Gender, Age and Parental Effect. *The Fondazione Eni Enrico Mattei Note di Lavoro*, <http://www.feem.it/Feem/Pub/Publications/WPapers/default.htm>, accesat la 2.05.2008.
58. UZZEL, D. (2000). The Psycho-spatial Dimension of Global Environmental Problems. *Journal of Environmental Psychology*, 20: 307–318.
59. VOICU, B. (2007). Între tradiție și postmodernitate? O dinamică a orientărilor de valoare în România: 1993–2005. În B. Voicu, M. Voicu (coord.), *Valori ale românilor 1993–2006*. Iași: Institutul European, pp. 272–317.
60. VOICU, B., VOICU, M. (2007). Introducere. România și studiul comparativ al valorilor. În B. Voicu, M. Voicu (coord.), *Valori ale românilor 1993–2006*. Iași: Institutul European, pp. 9–29.
61. VOICU, M. (2007). Încrederea instituțională – victimă a tranziției postcomuniste. În B. Voicu, M. Voicu (coord.), *Valori ale românilor 1993–2006*. Iași: Institutul European, pp. 117–149.
62. WILDAVSKY, A., DAKE, K. (1990). Theories of Risk Perception. Who Fears What and Why? *Daedalus*, 4: 41–60.
63. WITZKE, H.P., URFEL, G. (2001). Willingness to Pay for Environmental Protection in Germany: Coping with the Regional Dimension. *Regional Studies*, 35: 207–214.

Baze de date studiate:

Baza de date Barometrul de Opinie Publică, toamnă 2005, corespunzătoare și valului patru (2005–2007) al *European Values Survey* pentru România, accesată de pe site-ul Fundației pentru o Societate Deschisă (FSD): http://www.fsd.ro/ro/program_articol.php?articol=19, la 11. 10. 2006. În text se face referire la baza de date sub acronimul EVS/BOP 2005.

Baza de date pentru România valului trei (1999–2002) al *European Values Survey*, accesată de pe site-ul Arhivei Centrale de Date Sociale din Köln, <http://zacat.gesis.org/webview/index.jsp>, la 02.08.2007. În text se face referire la baza de date sub acronimul EVS 1999, sau EVS 1999 România, în funcție de context.

Anexă

Tabelul A1

Calculul indicelui dispoziției active privind prevenirea poluării în România

	EVS/BOP 2005		EVS 1999 România	
	Comunalități	Saturații	Comunalități	Saturații
Ar da o parte din venit	0,751	0,866	0,694	0,833
Ar accepta creștere de taxe	0,751	0,866	0,964	0,833
Varianța explicată	75%		69%	
KMO	0,500		0,500	
Semnificație test Bartlett de sfericitate	p<0,001		p<0,001	

Metoda de extracție: *Principal axis factoring*. Calcule personale, pe baza EVS/BOP 2005.

Tabelul A2

Calculul indicelui de evaluare a seriozității problemelor locale de mediu (EVS/BOP 2005)

	Comunalități	Saturații
Apa potabilă	0,797	0,892
Calitatea aerului	0,646	0,804
Canalizare-gunoi	0,539	0,706
Varianța explicată	66%	
KMO	0,714	
Semnificație test Bartlett de sfericitate	p<0,001	

Metoda de extracție: *Principal axis factoring*. Calcule personale, pe baza EVS/BOP 2005.

Tabelul A3

Calculul indicelui de evaluare a seriozității problemelor globale de mediu (EVS/BOP 2005)

	Comunalități	Saturații
Încălzire globală	0,697	0,835
Dispariția de specii	0,765	0,876
Poluarea apelor	0,714	0,845
Varianța explicată	73%	
KMO	0,747	
Semnificație test Bartlett de sfericitate	p<0,001	

Metoda de extracție: *Principal axis factoring*. Calcule personale, pe baza EVS/BOP 2005.

Tabel A4

Calculul indicelui potențialului de protest

	EVS/BOP 2005		EVS 1999	
	Comunalități	Saturații	Comunalități	Saturații
Semnare petiții	0,468	0,684	0,711	0,843
Participare boicot	0,268	0,518	0,284	0,533
Participare demonstrații	0,498	0,706	0,372	0,610
Varianța explicată	41%		46%	
KMO	0,647		0,633	
Semnificație test Bartlett de sfericitate	p<0,001		p<0,001	

Metoda de extracție: *Principal axis factoring*. Calcule personale, pe baza celor două eșantioane.

Tabel A5

Calculul indicelui de încredere în instituțiile statului (EVS/BOP 2005)

	Comunalități	Saturații
Poliție	0,286	0,535
Tribunale	0,330	0,575
Guvern	0,634	0,796
Partide	0,663	0,814
Parlament	0,678	0,824
Funcționari publici	0,429	0,656
Președinție	0,385	0,622
Primărie	0,315	0,561
Varianța explicată	47%	
KMO	0,878	
Semnificație test Bartlett de sfericitate	p<0,001	

Metoda de extracție: *Principal axis factoring*. Calcule personale, pe baza EVS/BOP 2005.

Tabel A 6

Calculul indicelui de încredere în instituțiile statului (EVS 1999)

	Comunalități	Saturații
Poliție	0,508	0,713
Parlament	0,557	0,746
Funcționari publici	0,496	0,705
Justiție	0,376	0,614
Varianța explicată	48%	
KMO	0,750	
Semnificație test Bartlett de sfericitate	p<0,001	

Metoda de extracție: *Principal axis factoring*. Calcule personale, pe baza EVS 1999.

