



ACADEMIA ROMÂNĂ
INSTITUTUL NAȚIONAL DE CERCETĂRI
ECONOMICE

STUDII ECONOMICE

***Indicatori privind convergența reală
și aplicațiile acestora***

Eugen Ștefan Pecican

București
2009

INCE – CIDE
București, Calea 13 Septembrie, Nr.13, Sector 5

INDICATORI PRIVIND CONVERGENȚA REALĂ ȘI APLICAȚIILE ACESTORA^{*)}

EUGEN ȘTEFAN PECICAN

Measurable aspects of the economic convergence of EU countries form the main topic of this paper. For this purpose, statistical and econometric methods are presented and applied for revealing characteristic elements of such a process. A first group of methods refers mainly to aspects such as: homogeneity, polarisation or EU countries' concentration by GDP per capita at different stages. A second group of methods refers to the intensity of several correlated processes that could ensure favourable conditions for achieving economic convergence such as: initial stage of development, evolutions in time, EU's general development, territorial cooperation.

Romania's situation in the context of EU countries' convergence is the prevailing topic.

Key words: dispersion, variation coefficient, concentration coefficient, Lorentz curve, regression model, β -coefficient, integrated and co-integrated series, matrix of transition probabilities, territorial interdependence, territorial index, growth index, territorial econometrics.

JEL: O47; C21; C22; C43; C53

1. Metode statistice de măsurare a stadiului de realizare a convergenței

Relevante în aprecierea măsurii în care un proces de convergență poate fi confirmat sunt nivelurile înregistrate în decursul timpului de către indicatori ce privesc: omogenitatea, concentrarea, polarizarea, entropia, complementaritatea. Fiecare dintre aceste aspecte redade prin indicatori specifici confirmă sau infirmă o caracteristică a convergenței sau o particularitate care determină un astfel de proces.

1.1. Stadiul de realizare a convergenței și indicatorii împrăștierii. Convergența σ

Împrăștieria, abordată din perspectiva abaterilor valorilor de la un nivel central, este măsurată, pentru un ansamblu de elemente (țări, regiuni), prin indicatori simpli (amplitudinea, abaterea), dar mai ales prin indicatori sintetici, precum dispersia (σ^2), abaterea medie pătratică (σ), coeficientul de variație (CV),

^{*)} Studiu realizat în cadrul Programului CEEX – Proiectul „Convergența economică și rolul cunoașterii în condițiile integrării în UE”, nr. 220/2006.

abaterea medie liniară (\bar{d}). Fiecare dintre acești din urmă indicatori exprimă, într-o formă concentrată (printr-un număr), în ce măsură nivelurile variabilei x (PIB, venit național, export), înregistrate pentru fiecare dintre entitățile (țările, regiunile) unui ansamblu constituit (UE), se distanțează de nivelul mediu (\bar{x}). Așadar, apreciem stadiul realizării convergenței la un moment dat, printr-un indicator al variației, care se referă mai curând la contrariul convergenței, în sensul că exprimă numeric, cât de departe se situează entitățile ansamblului de la acel nivel central, spre care se presupune că converg valorile indicatorului analizat.

Comparată în timp, împrăștierea (indiferent prin care dintre indicatorii sintetici menționați este exprimată), în măsura în care nivelul ei este în scădere, ne permite să afirmăm că procesul de convergență se manifestă din ce în ce mai pregnant.

Dintre indicatorii sintetici ai împrăștierii menționați, coeficientul de variație (CV) este cu deosebire util, îndeosebi pentru analizele comparative (Dalgaard C.J., Vastrup J. (2001)).

Indicatorul cunoscut sub denumirea de dispersie (σ^2) rezultă astfel:

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

unde: x_i – variabila analizată (PIB *per capita*);

$i = 1, \dots, n$ țări (regiuni);

$$\bar{x} - \text{media aritmetică: } \bar{x} = \frac{\sum x_i}{n}.$$

Varianta ponderată a dispersiei se recomandă în situațiile în care un anumit nivel x se repetă (apare ca o frecvență f_i), caz în care:

$$\sigma^2 = \frac{1}{\sum_i f_i} \sum_i (x_i - \bar{x})^2 f_i \quad (2)$$

Dispersia exprimă numeric gradul de împrăștiere a valorilor de la media lor și este sensibilă la abaterile mari, pe de o parte, dar și la ordinea de mărime în care sunt reprezentate valorile x_i .

Dacă datele se referă la un eșantion de cazuri, atunci obținem o valoare estimată a dispersiei (s^2) și se recomandă ca numitorul relației (1) să fie reprezentat de gradele de libertate ($n-1$).

În continuare, putem calcula, pe baza dispersiei și mediei, următorii indicatori:

– abaterea medie pătratică:

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad (3)$$

– coeficientul de variație a convergenței σ :

$$CV = \frac{\sigma}{\bar{x}} \quad (4)$$

Indicatorul denumit abatere medie pătratică (3) reprezintă media pătratică a abaterilor valorilor de la media aritmetică. Astfel, dacă notăm $(x_i - \bar{x}) = a$, relația

$$(3) \text{ devine } \sigma = \sqrt{\frac{\sum a^2}{n}} \text{ (formula mediei pătratice).}$$

Pentru standardizarea valorilor variabilei x_i , un astfel de indicator este important.

O reducere în decursul timpului a valorilor obținute pentru abaterea medie pătratică evidențiază realizarea convergenței din perspectiva variabilei x . Acest aspect este etichetat drept convergență σ . Coeficientul de variație (4) exprimă, într-o formă comparabilă, împrăștierea în raport cu media. Faptul că nivelul său nu depinde de unitatea de măsură și nici de ordinea de mărime a indicatorilor (specifică ansamblului de entități pentru care se calculează) recomandă un astfel de indicator în vederea analizei privind convergența (T. Villaverde Castro, 2004)).

Este presupusă și următoarea variantă ponderată de calcul:

$$CV_2 = \frac{\sqrt{\sigma_{(2)}^2}}{\bar{y}} \quad (5)$$

unde

$$\begin{cases} \sigma_{(2)}^2 = \frac{1}{n} \sum (x - \bar{x})^2 (p_i - p) \\ p_i = \text{ponderea populației țării în ansamblul țărilor analizate} \\ p = 1 \end{cases} \quad (5a)$$

Un indicator mai puțin utilizat, dar care are avantajul de a fi mai puțin sensibil la abaterile mari de la medie, este abaterea medie liniară:

$$\bar{d} = \frac{\sum |x_i - \bar{x}|}{n} \quad (6)$$

Dacă acceptăm că elementul-cheie în relația de calcul a dispersiei, ca și a tuturor celorlalți indicatori sintetici derivați (2), (3), (4), este diferența $(x_i - \bar{x})$, atunci, în aprecierea gradului de convergență, prezintă un interes aparte indicatorul publicat în Eurostat sub forma *PIB per capita în PPS UE-25 = 100*. Întrucât, în condițiile în care nivelurile publicate reprezintă proporția valorii x_i (*PIB per capita*) înregistrate de țara i în raport cu media pe UE, aceasta permite:

– analiza evoluției indicatorului în timp și, implicit, apropierea sa de media UE (analiza seriei dinamice);

– situația poziționării țărilor din perspectiva variabilei x în raport cu media, într-un anumit an, prin calculul dispersiei.

Așadar, dacă notăm:

$$z_{it} = \frac{x_{it}}{\bar{x}_t} \quad (7)$$

proporția nivelului realizat de țara i în anul t , în raport cu nivelul mediu, atunci pentru:

$$\frac{\sum_i z_{it}}{n} = 1 \quad (8)$$

dispersia rezultă astfel:

$$\sigma_{z(t)}^2 = \frac{\sum (z_{it} - 1)^2}{n} \quad (9)$$

Dacă în decursul timpului, nivelul dispersiei astfel calculate înregistrează o scădere continuă, putem afirma că procesul de realizare a convergenței țărilor din perspectiva variabilei x se desfășoară în întreg intervalul.

Dacă ne limităm la analiza evoluției indicatorului z_{it} pentru fiecare dintre țări, în perioade succesive, se observă grafic (în cazul convergenței) o pantă descendentă pentru țările inițial situate deasupra mediei, respectiv o pantă ascendentă pentru țările situate inițial sub nivelul mediu; panta este mai mult sau mai puțin pronunțată în funcție de ritmul cu care fiecare dintre țări se apropie de media în continuă modificare de la un an la altul.

Convergența σ și dinamica dispersării valorilor PIB în țările UE

Datele utilizate pentru calculul indicatorilor împrăștierii σ^2 , σ , CV se referă la PIB per capita (PPS) și sunt exprimate sub formă de proporții în raport cu media UE în anii 2000 și 2006. Rezultatele calculelor sunt prezentate în tabelul 1.

Tabelul 1

		σ^2	σ	CV
UE-25	în anul 2000	0,182146	0,426785	0,426785
	în anul 2006	0,190336	0,436275	0,436275
UE-27	în anul 2000	0,201233	0,44859	0,44859
	în anul 2006	0,206046	0,453922	0,453922

Atât în anul 2000, cât și în 2006, țările UE, din perspectiva poziționării PIB *per capita* în raport cu media, reprezintă un ansamblu nu prea omogen ($CV > 0,4$). În intervalul analizat, împrăștierea mai curând s-a accentuat, așa încât convergența nu este confirmată din perspectiva indicatorilor împrăștierii.

În varianta ponderată (5a), în sensul includerii în calcule a ponderilor ce privesc populația fiecărei țări în totalul populației UE-27 din anii care delimitează un interval mai mare (1997–2005), au rezultat următoarele valori ale dispersiilor ponderate: 0,18732 pentru anul 1997, respectiv 0,18835 pentru anul 2005. Așadar, gradul de dispersare a valorilor PIB *per capita* se menține, cu o ușoară creștere (la nivelul celei de a treia zecimală).

1.2. Măsurarea gradului de concentrare și analiza convergenței

Concentrarea, înțelesă în sensul de acumulare tot mai mare de realizări (venituri, active imobiliare etc.) în favoarea unui număr tot mai mic de deținători, exprimă o stare de inegalitate, de divergență, proporțională cu mărimea gradului de concentrare.

În termeni mai apropiați de domeniul convergenței pe plan economic, se poate afirma că, într-un grup de țări se constată un proces de convergență în raport cu venitul (PIB, venitul național), dacă proporția fiecărei țări în cadrul grupului populației își găsește un corespondent din ce în ce mai apropiat ca mărime în proporția venitului respectivei țări în ansamblul veniturilor grupei.

Indicatorii concentrării evidențiază, în situația în care sunt apropiați de zero, starea de „echitate”, de echilibru sau, în orice caz, de proporționalitate între resursele (populație, suprafață, număr de organizații etc.) și rezultatele (producția, venitul, accesul la fonduri etc.) înregistrate de componentele grupului.

Unul dintre procedeele cele mai simple este indicatorul propus de Corrado Gini:

$$C_G = \sqrt{\sum_{i=1}^n g_i^z} \quad (10)$$

unde g_i = ponderea elementului (țării, regiunii i):

$$g_i = \frac{x_i}{\sum x_i}$$

Nivelul maxim al coeficientului este 1; nivelul minim al coeficientului nu este zero, ci $\sqrt{\frac{1}{n}}$. Așadar,

$$\sqrt{\frac{1}{n}} \leq C_G \leq 1 \quad (11)$$

În varianta Gini-Struck, coeficientul concentrării se poziționează între 0 și 1 și rezultă astfel:

$$C_{G-S} = \sqrt{\frac{n \sum_i g_i^2 - 1}{n-1}} \quad (12)$$

Coeficientul propus de Herfindahl:

$$I_C = \sum_{i=1}^n g_i^2 \quad \frac{1}{n} \leq g_i \leq 1 \quad (13)$$

Fiecare dintre coeficienții menționați, indică o concentrare tot mai mare pe măsură ce se apropie ca nivel de limita superioară, care este 1.

Curba Lorenz se referă, de asemenea, la problema concentrării și este un instrument frecvent utilizat în analiza economică, întrucât oferă o imagine a intensității procesului, precum și o posibilitate de cuantificare a gradului de concentrare.

Procedul presupune analiza în paralel a poziționării ponderilor privind două variabile corelate (y , x). Contrapunerea ponderilor cumulate calculate pentru fiecare entitate (țară, regiune, grupă) în ce privește variabila x (notate $g_{(xi)}$) poate fi redată grafic prin înscrierea într-un sistem de coordonate a punctelor: $g_{(x1)}$, $g_{(y1)}$; $\sum_{i=1}^2 g_{(xi)}$; $\sum_{i=1}^2 g_{(yi)}$; \dots ; $\sum_{i=1}^n g_{(xn)}$; $\sum_{i=1}^n g_{(yn)}$. Linia care unește punctele astfel rezultate formează, în raport cu prima bisectoare o zonă proporțională ca suprafață cu mărimea gradului de concentrare (fig. 1 și 2).

Următoarea relație este recomandată (14):

$$G = \frac{1}{2\bar{y}} \sum_i \sum_j p_i p_j |y_i - y_j| \quad (14)$$

unde: p – ponderea populației țării i în totalul populației UE;
 y – ponderea PIB realizat de țara i în totalul PIB UE;
 \bar{y} – PIB *per capita* în UE;
 $0 \leq G \leq 1$.

Coeficientul Gini, bazat pe elementele de cunoaștere oferite de curba Lorenz, corespunde dublului suprafeței cuprinse între linia care unește punctele de coordonate date de ponderile cumulate și prima bisectoare.

Indicatorii concentrării redau sintetic o stare de fapt la un moment dat cu privire la dispunerea ponderilor ce revin unităților unui ansamblu.

Definirea indicatorilor dintr-o perspectivă unidimensională (10, 12, 13) se justifică în situații în care, la șanse egale privind unitățile (țările, regiunile) în cadrul ansamblului, apar ponderi inegale cu privire la amplexarea procesului social-economic. În varianta bidimensională, specifică abordării cunoscute sub forma de curba Lorenz (fig. 1 și 2), dar și a coeficientului (14), se are în vedere dispunerea ponderilor privind resursa (poate fi populația, suprafața, numărul de producători) în raport cu dispunerea ponderilor ce privesc amplexarea rezultatelor (poate fi PIB, venitul, exportul).

Din perspectiva analizei convergenței, indicatorii concentrării oferă o informație limitată, ei fiind definiți pentru a exprima numeric stări de lucruri cel mult complementare convergenței, și aceasta doar în cazul utilizării indicatorilor bidimensionali de tipul coeficientului inspirat de curba Lorenz (14).

Desigur, o analiză comparativă a coeficienților de concentrare obținuți pentru perioade succesive, poate semnala indirect o situație apropiată de ceea ce înțelegem prin convergență. O astfel de situație ar fi confirmată de diminuarea treptată a nivelului concentrării spre nivelul zero. În mod direct însă, indicatorii concentrării semnaleză cât de departe suntem de starea de „echitate”, de o justă repartizare proporțională a rezultatelor economice înregistrate în țările analizate. Ca urmare, utilitatea coeficienților de măsurare a gradului de concentrare în vederea analizei convergenței este limitată. Cel mult indicatorii bidimensionali (de tipul coeficientului Gini (14)) și-ar găsi utilitate, și aceasta în condițiile în care o repartizare proporțională a ponderilor pe entități (țări, regiuni) privind cuplul de variabile considerat ar condiționa, fie și în parte, desfășurarea procesului de realizare a convergenței într-un ansamblu de țări. Astfel de cupluri de variabile, în raport cu care concentrarea ar putea reprezenta un indicator complementar convergenței ar putea fi reprezentate de: populație – consum, populație activă – producție; suprafața agricolă – producția în agricultură etc.

Gradul de concentrare a țărilor UE în raport cu PIB per capita (aplicație)

Pentru a aprecia gradul de concentrare și evoluția sa în decursul timpului, s-a procedat, într-o primă etapă, la gruparea țărilor UE-27 în raport cu nivelul PIB per capita în anul 1996 (baza de comparare). Menționăm că grupele au fost menținute și în anul 2005, nu numai pentru a asigura comparabilitatea, ci mai ales pentru faptul că omogenitatea în fiecare grupă nu s-a modificat semnificativ, doar limitele intervalelor au devenit altele.

În tabelul prezentat în cele ce urmează (tabelul 2), menționăm numărul grupei pentru care limitele de interval au reprezentat în 1996 valorile (PIB per capita): mai puțin decât 9000 – grupa 1; 9001–13000 – grupa 2; 13001–17000 – grupa 3; peste 17001 – grupa 4. Numărul de țări, ponderile privind PIB, dar și populația în 1996, precum și în 2005 sunt incluse în coloanele tabelului.

Tabelul 2

Grupa	Număr de țări	Ponderi în 1996		Ponderi cumulate		Ponderi în 2005		Ponderi cumulate	
		PIB	Pop	PIB	Pop	PIB	Pop	PIB	Pop
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	8	7,6	19	7,6	19	7,6	18,6	7,6	18,6
2	3	3,5	5	11,1	29	3,37	4,7	10,97	23,3
3	6	11,1	12	22,6	36	11,3	13,2	22,27	36,5
4	10	77,4	64	100	100	77,73	63,5	100	100

Pe baza datelor din coloanele 5–6, respectiv 9–10 privind ponderile cumulate pentru fiecare dintre anii de referință au fost trasate curbele Lorenz (fig. 1, 2):

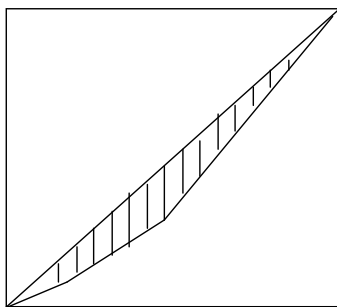


Fig. 1. Curba Lorenz, 1996.

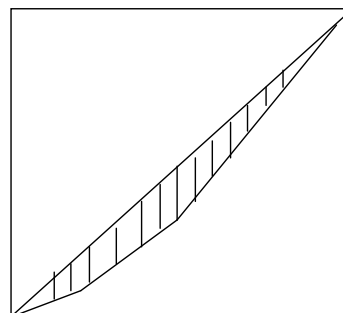


Fig. 2. Curba Lorenz, 2005.

Reprezentările grafice semnaleză un grad moderat de concentrare, dacă avem în vedere populația drept criteriu de referință în aprecierea venitului (PIB). Inegalitățile sunt evidențiate mai curând de ponderile extreme, în sensul că aproape 1/5 din populație (mai precis 19%) produce doar 8% din PIB, aspect „compensat” de faptul că 64% din populația UE asigură 77% din PIB.

Coeficientul Gini în varianta ponderată (4) s-a menținut la același nivel, dacă a fost calculat pentru gruparea statelor în anul 1996, $G=0,155$, precum și în cazul aceleiași grupări, în condițiile realizării de creșteri, mai ales în ce privește PIB, în anul 2005, an pentru care nivelul obținut a fost aproximativ același, $G=0,1553$.

Rezultă că, din perspectiva ambelor metode ce privesc aprecierea concentrării, nu au avut loc schimbări semnificative, iar avansarea spre starea de „echitate” compatibilă cu realizarea convergenței în UE nu poate fi semnalată, cel puțin în intervalul 1996–2005.

1.3. Indicele Theil și convergența

Procesul de convergență constat într-un ansamblu de entități (țări, regiuni) își are un corespondent în fizică, în entropia care tinde să crească permanent (converge, spre o stare de deplină echipartiție, corespunzător celei de a doua legi a termodinamicii). Măsurarea gradului de convergență se poate inspira, așadar, din modalitatea de a obține o măsură cantitativă a gradului de nedeterminare (entropie).

Nivelul de dezvoltare, redat sintetic prin nivelul PIB pe locuitor, în fiecare dintre țările unui ansamblu (UE), este asimilat șirului de realizări independente ale unei mărimi aleatoare y_i . Aditivitatea entropiei (una dintre proprietățile exprimării cantitative ale acesteia), ca și faptul că baza logaritmilor (zecimali) determină unitatea etalon a entropiei reprezintă elementele pe care se bazează indicele Theil, definit astfel:

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{\bar{x}} \log \frac{x_i}{\bar{x}} \quad (15)$$

Varianta propusă (Dickey, 2001) pentru cazul existenței mai multor grupe de țări care compun ansamblul este exprimată de egalitatea:

$$T_{(d)} = \sum_{k=1}^k s_k T_k + \sum_{k=1}^k s_k \log \frac{x_k}{\bar{x}} \quad (16)$$

unde: T_k – indicele Theil calculat pentru grupa k ;
 s_k – cota din variabila x (PIB per capita) ce revine grupei k în ansamblul grupelor.

Se consideră că, pe măsură ce nivelul obținut pentru indicele T descrește, apropiindu-se de zero, gradul de divergență (în sensul de decalaje, diversitate în ce privește nivelul de dezvoltare) se diminuează, așa încât se poate afirma că țările converg spre valori apropiate în ce privește variabila x .

În ce privește avantajele, indicele Theil exprimă, printr-o mărime sintetică, o stare a sistemului care poate fi corelată cu dezvoltarea unui proces de convergență. În plus, oferă posibilitatea de a aprecia „divergența” (deosebirea de niveluri) și în cazul unui ansamblu structurat pe grupe de entități (țări).

În ce privește limitele, pot fi avute în vedere aspectele sugerate de următoarele întrebări:

- ansamblul de țări poate fi considerat un sistem închis?
- țările care „compun” ansamblul sunt independente economic în totalitate?
- finalizarea procesului de convergență ar conduce la un sistem „epuizat”, în care transferul de „energie” nu s-ar mai produce?

Abordarea convergenței din perspectiva indicelui Theil

În vederea determinării indicelui Theil (15), au fost considerate datele privind proporția PIB *per capita* înregistrate de fiecare dintre țările UE în raport cu media realizată în UE-25 (PIB per capita PPS UE-25=100). Proporțiile PIB realizate de România, și de Bulgaria au fost, de asemenea, introduse în calcul. Datele se referă la 2 ani suficient de distanțați în timp (1997 și 2006), iar rezultatele, în urma a aplicării relației (15), au fost următoarele:

T (1997)=171,924;

T (2006)=191,8.

Evoluția în timp a indicatorului nu confirmă dezvoltarea unui proces de convergență în UE, cel puțin din perspectiva PIB *per capita*. De subliniat faptul că, în comparație cu alți indicatori abordați (privind dispersarea sau concentrarea), indicele Theil relevă mai accentuat depărtarea de stadiul „echipartiției” pe măsură ce ne apropiem de prezent.

1.4. Măsurarea gradului de polarizare

Polarizarea reprezintă un proces care se poate desfășura în paralel cu convergența, în direcția apariției de subgrupe omogene din perspectiva țărilor care formează subgrupa, dar între subgrupe deosebiriile devin, în decursul timpului, din ce în ce mai mari. Corespunzător celor afirmate de Esteban și Ray (1994), conceptul de polarizare nu poate fi neglijat în analize privind persistența, accentuarea sau atenuarea inegalităților pe plan economic. În acest sens, este necesară distincția între convergența spre un nivel mediu global și procesul de poziționare tot mai evidentă a țărilor pe subgrupe, situându-se ca nivel în jurul unor niveluri medii locale. Conceptul de polarizare poate fi legat de ceea ce numim „dezvoltare în două viteze” și, legat de aceasta, polarizarea societății și starea de inechitate.

Indicele de polarizare poate fi exprimat sub forma unei variante de definire a coeficientului concentrării (14):

$$PI = \sum_i^n \sum_{j=1}^m p_i^{(1+\alpha)} p_j |y_i - y_j| \quad (17)$$

unde p_i – ponderea populației țării i în ansamblul țărilor;

α – indicele sensibilității de concentrare $1 \leq \alpha \leq 1,6$.

O diminuare a nivelului obținut pentru indicele de concentrare (17) ar indica o atenuare a polarizării în ansamblul de țări analizat, ceea ce ar echivala cu desfășurarea unui proces de omogenizare.

Aprecierea gradului în care procesul de polarizare a ajuns la cote semnificative, poate fi abordată prin prisma testului F. La baza analizei dispersionale (bazată pe testul F) stă metoda grupării, care permite studierea variației unei variabile în raport cu diversele influențe care au generat deosebiri între grupele de țări. Ipoteza la care se raportează analiza se referă la rolul cauzelor care au dus la formarea de grupe și care este de o asemenea intensitate încât variația (împrăștierea în raport cu media grupei) din interiorul grupelor este mai mică în raport cu variația (împrăștierea) mediilor de grupe de la media generală.

În condițiile existenței a două sau mai multor grupe de țări, fiecare grupă fiind „polarizată” în jurul așa-numitei medii de grupă (\bar{x}_j), se procedează la calculul dispersiei dintre grupe astfel:

$$\sigma_{x_j/\bar{x}_0}^2 = \frac{\sum (\bar{x}_j - \bar{x}_0) n_j}{k-1} \quad (18)$$

Dispersia din interiorul grupelor σ_{x/x_j}^2 se obține prin însumarea pătratelor diferențelor dintre nivelurile realizărilor fiecărei țări (x_{ij}) și media realizărilor din grupa respectivă (\bar{x}_j).

Astfel, pentru grupa j :

$$\sigma_{x_i/x_j}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} (x_{i1} - \bar{x}_1)^2}{n-1}. \quad (19)$$

Pentru ansamblul grupelor:

$$\sigma_{x_{ij}/\bar{x}_j}^2 = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{n-k}. \quad (20)$$

În vederea aprecierii semnificației deosebirilor dintre grupe și, implicit, pentru a verifica dacă polarizarea la care s-a ajuns este importantă (semnificativă), și nu conjuncturală, se recurge la testul F (al raportului dispersiilor).

Ne așteptăm ca, în situațiile în care polarizarea este într-un stadiu oarecare, dispersia dintre grupe să fie superioară ca nivel dispersiei din interiorul grupelor. Ca urmare:

$$F_{calc} = \frac{\sigma_{x_j/x_0}^2}{\sigma_{x_j/x_j}^2} \quad (21)$$

Rezultatul se compară cu valoarea tabelată F corespunzător nivelului de semnificație ales ($\alpha=0,05$) și gradelor de libertate corespunzătoare dispersiilor care au „participat” la calculul lui F, adică $k = 1$; $n - k$. Menționăm că n = numărul total de țări; k = numărul de grupe în care s-au polarizat țările.

Dacă $F_{calculat} > F_{tabelat}$, se consideră că s-a ajuns la un grad de polarizare semnificativ. În termenii analizei factoriale, se poate considera că factorul/factorii care au condus la formarea de grupe (poli) au avut un rol semnificativ asupra caracteristicii rezultative (PIB per capita).

1.5. Indicatori multidimensionali de convergență

Coeficienții privind împrăștierea, concentrarea, polarizarea etc. menționați în anterioarele paragrafe, se referă, în general, la un singur aspect. În exemplificările menționate, aspectul era reprezentat de PIB per capita, a cărui putere de sinteză este deosebită, dar domeniul convergenței considerăm că este abordat unilateral, doar din perspectiva creșterii economice. O extindere spre alte domenii ale dezvoltării sociale considerăm că ar fi benefică, ceea ce ar implica includerea mai multor indicatori sintetici în calcule.

O astfel de abordare solicită rezolvarea următoarelor probleme: a) alegerea indicatorilor sintetici de o asemenea manieră încât cele mai importante criterii de apreciere a stării social-economice să fie incluse în calcule; b) adoptarea unui sistem de agregare așa încât indicatorul obținut să permită analiza în dinamică a convergenței în plan multidimensional.

O posibilă soluție ar consta în introducerea în calcule a indicatorilor considerați în vederea obținerii *indicelui dezvoltării umane* (IDU).

Menționăm că agregatul IDU include în calcule aspecte deosebit de relevante privind starea social-economică, referindu-se la creșterea economică, educația, starea de sănătate. Între variabilele-representant pentru astfel de aspecte, menționăm: PIB *per capita*, ponderea populației cu un anumit grad de școlarizare, speranța de viață. Media ponderată a valorilor standardizate privind astfel de variabile reprezintă nivelul unui indicator comparabil, prin care sunt sintetizate cel puțin trei dimensiuni definitorii pentru situația unei țări în anul de referință.

Convergența σ pentru un astfel de indicator multidimensional ar ilustra gradul de împrăștiere al țărilor ansamblului în anul t :

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (I - \bar{I}^2)}{n}} \quad (22)$$

respectiv:

$$CV_i = \frac{\sigma_I}{\bar{I}} \quad (23)$$

unde: I_i = nivelul IDU în țara i ;

\bar{I} = nivelul mediu al indicatorului IDU în UE.

O evoluție descendentă a coeficienților (22),(23) pe măsură ce anul de referință se apropie de perioada prezentă:

$$\sigma_{I(t)} > \sigma_{I(t+1)} > \dots > \sigma_{I(t+n)} \quad (24)$$

ar evidenția convergența țărilor în decursul timpului (perioada ultimilor ani), din perspectiva mai multor aspecte definitorii pentru situația social-economică a țărilor UE.

O altă posibilitate de calcul s-ar putea baza pe coeficienții de variație (CV) obținuți pentru fiecare dintre variabilele analizate. Acestea se pot referi exclusiv la cele trei aspecte menționate, dar pot fi adăugate și alte variabile, precum starea de siguranță sau de satisfacție a cetățenilor, dezvoltarea unor elemente de suprastructură etc. Calitatea coeficientului de variație (CV) de a reprezenta o mărime comparabilă face ca media unor astfel de coeficienți calculați pentru j variabile privind țara i în anul t :

$$CV_{i(t)} = \frac{\sum_{j=1}^m (CV)_{j,i(t)}}{m} \quad (25)$$

să constituie indicatorul sintetic, multidimensional, a cărui împrăștiere, în scădere pe măsură ce înaintăm în timp, să evidențieze convergența.

1.1.6. Complementaritatea bilaterală între economiile unor țări – aspect al convergenței potențiale

Indicatorul pe care îl propunem se bazează pe următoarele prezumții:

– fiecare țară dispune de anumite resurse sau realizări care pot depăși necesarul propriu, ceea ce conduce, în general, la exporturi, în paralel cu existența penuriei la alte „capitole”, situație care generează importuri sau, în orice caz, preocupări de găsire și atragere de resurse externe;

– există interesul, manifestat explicit sau doar intuit, pentru găsirea de parteneri în vederea completării reciproce a resurselor sau realizărilor, ceea ce ar face util un indicator de măsurare a gradului de complementaritate bilaterală, în vederea inițierii sau dezvoltării schimburilor reciproce prin diverse forme de colaborare. Faptul că țările unui ansamblu constituit, precum UE, reprezintă state învecinate, cu facilități deosebite în ce privește fluxurile de resurse interțări,

mărfuri etc., face ca recunoașterea și măsurarea gradului de complementaritate bilaterală să reprezinte implicit aprecierea riguroasă a unei „resurse” care să potențeze apropierea între țări partenere.

Coeficientul de complementaritate pe care îl propunem este definit pe un interval cuprins între 1 (grad maxim de complementaritate) și zero (noncomplementaritate).

Pentru cazul bilateral (țările A și B), dacă sunt incluse în calcule $i=1, \dots, m$ caracteristici (resurse, grupe de mărfuri, destinații turistice etc.), coeficientul este definit astfel:

$$C_{(A,B)} = \frac{\sum_{i=1}^m (w_i - 1)}{-2m} \quad (26)$$

unde:

$$w_i = \frac{-x_{(A)i}}{x_{(B)i}} \quad (27)$$

dacă deficitul țării A ($-x_{(A)}$) este inferior excedentului țării B ($x_{(B)}$);

$$w_i = \frac{x_{(B)i}}{-x_{(A)i}} \quad (28)$$

dacă excedentul țării B este mai mic sau egal cu deficitul țării A;

$$|w_i| \leq 1 \quad (29)$$

O variantă a coeficientului (26) are în vedere importanța inegală a caracteristicilor luate în calcul, ceea ce conduce la introducerea ponderilor g_i proporționale ca mărime cu gradul de importanță atribuit respectivei caracteristici:

$$C_{(A,B)} = \frac{\sum_{i=1}^m (w_i - 1)g_i}{-2 \sum_{i=1}^m g_i} \quad (30)$$

Indicatorul destinat măsurării gradului de complementaritate semnalează un potențial de cooperare economică reciproc avantajoasă între țări care nu sunt restricționate de politici vamale așa cum sunt țările UE.

2. Indicatori și metode de apreciere a intensității procesului de realizare a convergenței

În cele ce urmează abordăm analiza convergenței din perspectiva relațiilor dintre apropierea de starea de omogenitate și existența condițiilor care pot facilita realizarea unui astfel de obiectii.

Desfășurările în timp, precum și în spațiu (perspectiva teritorială), sunt cu deosebire relevante, îndeosebi pentru prognoze privind obiectivele ce privesc convergența economică.

2.1. Convergența și analiza de regresie. Convergența β

Se consideră că există o relație de dependență între rata creșterii (într-un interval dat) și nivelul de dezvoltare la care se situează regiunea (țara) respectivă. Relația de dependență este observabilă într-un ansamblu de regiuni (țări) aflate, la un moment de referință ($t = 0$), la un nivel oarecare de dezvoltare.

Din perspectiva analizei convergenței, procesul de apropiere a nivelurilor de dezvoltare între țări este presupus, în sensul că prezumția cu privire la ritmurile mai mari de creștere înregistrate de țările mai slab dezvoltate (care „grăbesc pasul” pentru a se apropia de cele mai dezvoltate) este bazată pe datele statistice, dar și pe teoria economică (Solow, 1956). Desigur, un astfel de proces este mai intens sau mai puțin intens, în funcție de perioada la care se referă analiza sau de conjunctura social-economică specifică respectivei perioade. Analiza de regresie are rolul de a se pronunța asupra acestui aspect, în sensul cuantificării reacției marginale a efectului (PIB *per capita*) la modificarea cauzei (mai curând a condiției exprimate prin nivelul relativ scăzut de dezvoltare în stadiul inițial). O verificare de natură statistică (testul t) ar putea completa analiza.

Modelul de regresie propus este de tip neliniar și se prezintă astfel:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}} \right) = \alpha + \beta \log y_{i0} + e_{it} \quad (i=1,2,\dots, n \text{ țări}) \quad (31)$$

unde: y_{i0} = nivelul de dezvoltare (PIB, de exemplu) în perioada de bază;
 Y_{iT} = nivelul de dezvoltare după T unități de timp;
 β = parametrul estimat privind panta regresiei;
 e_{it} = valoarea reziduală.

În vederea aprecierii polarizării, se recomandă varianta:

$$\frac{1}{T} \left[\log \frac{y_{iT}}{y_{i0}} - \log \frac{y_{At}}{y_{A0}} \right] = \alpha + \beta [\log y_{i0} - \log y_{A0} + e_0] \quad (32)$$

unde y_{At} reprezintă un nivel central în jurul căruia se polarizează cele $i, i=1,2,\dots,n$, regiuni din grupa respectivă.

Problema testării semnificației parametrului estimat β presupune obținerea nivelului $t_{calculat}$, astfel:

$$t_{calculat} = \frac{\beta}{\sqrt{\sigma_u^2 / \sum (y_{i0} - \bar{y}_0)^2}} \quad (33)$$

Semnificația este confirmată (cu un risc asumat de mărime α) dacă nivelul t -tabelat pentru α și $n-2$ grade de libertate este inferior celui calculat.

Coeficientul β exprimă, într-o formă comparabilă, în ce măsură ritmul mediu este mai mare dacă nivelul de dezvoltare scade cu o unitate. Ne așteptăm, așadar, ca semnul parametrului să fie minus.

Coeficientul β (parametrul de regresie care exprimă panta liniei de regresie) exprimă numeric o relație considerată rațională de teoria economică (teoria neoclasică a creșterii economice, care se pronunță asupra legăturii de sens invers dintre intensitatea procesului de convergență și distanța la care se situează în raport cu starea de echilibru stabilă). Datele statistice privind nivelul dezvoltării în diferite perioade din trecut oferă „materia primă”, care, analizată pe baza regresiei statistice, conduce la un rezultat care confirmă sau infirmă teoria. Demersul este, așadar, de natură econometrică, atât prin obiectivul urmărit, cât și prin metoda de calcul. Coeficientul exprimă o situație valabilă pentru intervalul de timp considerat, precum și pentru ansamblul de țări la care se referă analiza. Exprimarea legăturii este mai puțin afectată de întâmplare (are caracter de medie), dar este totuși rezultatul unei estimări (se bazează pe un eșantion de țări); ca urmare, este indicată testarea semnificației.

Parametrul (coeficientul) β exprimă un potențial (o „tradiție”, o situație care, de regulă, se repetă) al țărilor slab dezvoltate de a înregistra un ritm superior celui înregistrat în țările dezvoltate. Între cauzele acestei „inegalități”, putem menționa nivelul de pornire (y_0) scăzut, efectul de antrenare etc.

Un astfel de potențial exprimat prin nivelul și semnul estimației β are caracter de medie și, de la țară la țară, poate să difere. O înclinație spre convergență poate fi totuși pusă în evidență.

Rezultatul estimat pentru parametrul β este compatibil cu convergența, numai dacă semnul este minus, iar nivelul său este semnificativ (cel puțin în sensul testului t).

Asupra coeficientului β planează riscul de a reprezenta o estimație deplasată (falsul lui Galton) (Quah, 1993). O altă limită, este dată de existența unor condiții aproximativ egale ale țărilor care compun eșantionul, în ce privește creșterea populației, rata economiilor, rata deprecierei. Deosebirile în ce privește condițiile de acest gen (la care poate fi adăugată și tehnologia) conduc mai curând spre dezvoltarea unui proces de polarizare (Chatterji, 1993).

Dintr-o perspectivă metodologică, considerăm că modelul neliniar unifactorial în care coeficientul β reprezintă elementul-cheie poate fi extins, în sensul adăugării de variabile. În definitiv, condiția de a te situa la un nivel scăzut nu implică obligatoriu un ritm crescut de creștere, decât cel mult prin existența unei baze de raportare relativ mici, care poate fi inițial ușor de depășit, după care, în timp, depășirea devine tot mai dificilă. Dacă însă presupunem că există și eforturi concertate de ajungere din urmă a „liderilor”, atunci investițiile (în producție, în instruire, în suprastructură) ar trebui și ele luate în calcul. Modelul corespunzător unei astfel de variante de abordare devine:

$$\frac{1}{T} \log\left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}}\right) = \alpha + \beta \log y_{i0} + \gamma \text{Invest.} + e_i \quad (34)$$

Convergența β și evoluția PIB în țările UE

În vederea aplicării modelului (31), se au în vedere următoarele:

- anul de bază a fost considerat 1996;
- proporția y_{iT}/y_{i0} se referă la anul final 2005 (y_{iT}) și nivelul PIB *per capita* în respectivul an pentru cele 27 de țări, precum și la anul de bază (y_{i0}) în respectivele țări.

Aplicarea relației (31) a condus la următoarele rezultate:

$$\frac{1}{27} \log \frac{y_{it}}{y_{i0}} = 0,41309 - 0,19176 \log y_{i0} + u \quad \left\{ \begin{array}{l} R^2 = 0,387 \\ F = 15,88 \\ t = 1, 2, \dots, T \\ i = 1, 2, \dots, 27 \end{array} \right. \quad (35)$$

În urma aplicării testului t (repartiția Student) privind semnificația parametrului $\beta = -0,19176$, a rezultat un nivel $t = -3,9$, ceea ce înseamnă că parametrul diferă semnificativ de 0 (riscul este extrem de mic, de 5,2 la 10 000).

Modelul este în general semnificativ în ce privește parametrii estimați în sensul testului F.

Semnul minus rezultat confirmă așteptările (inclusiv teoria economică).

Gradul relativ modest de determinare a creșterilor economice de către nivelul de pornire, grad ilustrat de $R^2=0,387$, semnaleză și existența altor cauze.

2.2. Seriile cointegrate și convergența

Conceptul de serii integrate de ordinul d ($y_t \sim I(d)$) se referă la faptul că seria cronologică nestaționară (având, așadar, o tendință generală de creștere/descreștere mai mult sau mai puțin accentuată) devine staționară (fără *trend*) în urma calculului diferențelor de ordinul d ($d=1, 2, \dots$) dintre termenii succesivi. Nu este exclusă posibilitatea ca $d=0$, ceea ce semnaleză absența tendinței (serie staționară). Dacă pentru două serii cronologice, ordinul de integrare este identic și, în plus, seriile admit o combinație liniară care prezintă un ordin de integrare inferior ($b < d$) seriilor analizate, afirmăm că seriile sunt cointegrate de ordin d, b . Notația folosită este următoarea: $x_t, y_t \sim CI(d, b)$. În situațiile în care două serii cointegrate prezintă pante de creștere diferite, așa încât seria cu un nivel de pornire mai coborât prezintă o pantă mai accentuată, se poate afirma că cele două serii semnaleză un proces de convergență. Analiza de cointegrare poate fi extinsă și pentru mai mult de două serii, fie și prin abordarea acesteia pentru combinații de serii luate două câte două.

Din perspectiva dezvoltării economice a țărilor dintr-o comunitate, există unele situații care fac ca analiza de cointegrare să prezinte utilitate. Dintre aceste situații, menționăm: creșteri economice liniare de durată, în condițiile existenței unor ritmuri diferite de creștere economică; cunoașterea existenței unei stări de echilibru statistic în ce privește evoluțiile economice între țări.

Să considerăm seria cronologică privind variabila PIB *per capita* pentru țara (regiunea) A, notată Z_t , și aceeași variabilă pentru țara (regiunea B), X_t , aceasta din urmă situându-se la un nivel inferior al PIB *per capita*. Dacă Z_t , ca și X_t , prezintă fiecare o tendință de creștere liniară, așa încât seria diferențelor de ordinul 1 notate $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$, $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ sunt serii integrate de ordin 1 și există o combinație liniară între cele două serii (de exemplu, $W_t = Z_t - (a + bX_t)$) și ea este integrată de ordin zero (nu are tendință), afirmăm că cele două serii sunt cointegrate de ordinul 1,1, ceea ce notăm:

$$Z_t, X_t \sim CI_{(1,1)} \quad (36)$$

Pentru a constata că procesul de convergență este în desfășurare, este necesar ca media diferențelor pentru un interval t să fie inferioară diferenței inițiale dintre nivelurile de dezvoltare:

$$M((Z_t - X_t)/e_t) < (Z_0 - X_0) \quad (37)$$

Mai concret, vezi cele două serii cu tendințe de creștere diferite (în ce privește panta – b) există o relație între ele așa încât:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} M((Z_T - bX_T)/e_0) = 0, \quad b < 0 \quad (38)$$

și

$$Z_t, X_t \sim CI_{(d,b)} \quad (39)$$

Analiza de cointegrare aplicată seriilor cronologice privind PIB per capita în UE-25 și în România

Evoluțiile paralele privind PIB per capita în UE, respectiv în România sunt redată atât în tabelul 3, cât și în reprezentarea grafică (fig. 3).

Tabelul 3

PIB *per capita* în prețuri constante (PPS) – mii euro

Ani	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
UE-25 (X)	18,8	19,5	19,9	20,2	20,4	20,9	21,3	21,9	22,5
România (Y)	4,8	4,9	5,2	5,4	5,7	6,2	6,4	6,9	7,4

Diferențele de ordinul 1 dintre termenii succesivi ai seriilor cronologice prezentate în tabelul 3 reprezintă rezultatele obținute ca urmare a scăderii nivelului realizat în anul t din nivelul anului $t+1$. Au rezultat diferențele (tabelul 4):

Tabelul 4

pentru UE	ΔX	0,7	0,4	0,3	0,2	0,5	0,4	0,6	0,6
pentru România	ΔY	0,1	0,3	0,2	0,3	0,5	0,2	0,5	0,5

Reprezentarea grafică a evoluției indicatorilor prezentați în tabelul 3 este redată în fig. 3:

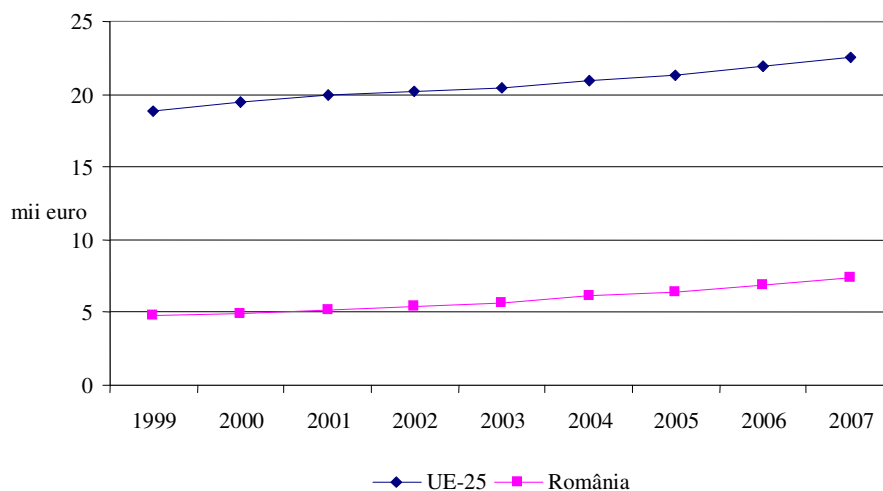


Fig. 3. Evoluția PIB *per capita* în UE și în România în intervalul 1999–2007.

Atât în cazul UE, cât și în cel al României, variabila PIB *per capita* prezintă o tendință de creștere liniară (fig. 3). Mediile calculate pentru fiecare dintre seriile privind PIB, în condițiile apropierei de prezent a anului inițial, devin din ce în ce mai mari, ceea ce confirmă existența trendului (nestaționaritatea seriilor analizate).

Diferențele de ordinul 1 ($\Delta X, \Delta Y$) redată în tabelul 4 nu mai prezintă tendință generală de creștere sau de descreștere, ele oscilând în jurul unui nivel constant (serii staționare). Putem, afirma că seriile de timp Y_t, X_t sunt integrate (fiecare) de ordinul -1 .

Combi-nația liniară $Z_t = Y_t - (a + bX_t)$, la care s-a ajuns în urma estimării parametrilor a , respectiv b din modelul liniar $Y = a + bX$ poate fi caracterizată drept serie staționară (integrată de ordinul zero). Într-adevăr, în urma estimării rezultă $Y = -10,76148 + 0,79729 X$, iar combinația liniară $Z = Y - (-10,76148 + 0,79729 X)$ poate fi caracterizată drept staționară întrucât valorile obținute:

$Z(1) = 0,5722$; $Z(2) = -0,26418$; $Z(3) = -0,32229$; $Z(4) = -0,2804$; $Z(5) = -0,11959$; $Z(6) = -0,03716$; $Z(7) = 0,2047$; $Z(8) = 0,2466$; $Z(9) = -0,2224$ nu mai prezintă tendință.

Rezultă că seriile cronologice analizate sunt cointegrate $X_t, Y_t \approx CI_{(1,1)}$, ambele condiții (de a fi integrate de același ordin, de a admite o combinație liniară de ordin mai mic decât cel de integrare) fiind îndeplinite.

Consecințe: analiza de regresie aplicată unor astfel de serii conduce la estimări performante pentru parametri (estimări supraconsistente); evoluțiile în decursul timpului, descrise de astfel de serii sunt caracteristice proceselor aflate într-o stare de echilibru statistic. Un aspect important în contextul abordării convergenței este reprezentat de „conjunctura” pantelor pe care se înscriu cele două tendințe liniare. Astfel, un nivel superior al parametrului, exprimat în forma standard (comparabilă), privind evoluția care pleacă de la un nivel scăzut (cazul României) este o condiție de apropiere în timp, de evoluția care a pornit de la un nivel mult mai înalt (cazul UE).

Tendențele, în urma estimării parametrilor, sunt descrise de ecuațiile:

– pentru evoluția PIB *per capita* în UE (prețuri constante):

$$y = 20,6 + 0,425t \quad (t = -4; -3; -2; -1; 0; 1; 2; 3; 4), \text{ iar nivelul comparabil}$$

$$(\text{standard}) \beta = b \frac{\sigma(t)}{\sigma(y)} = 0,425 \frac{2,582}{1,106} = 0,9928;$$

– pentru PIB *per capita* în România (prețuri constante):

$$y = 5,87 + 0,326t \quad (t = -4; -3; -2; -1; 0; 1; 2; 3; 4), \text{ iar nivelul standardizat}$$

$$\text{privind panta } \beta = 0,326 \frac{2,582}{0,85456} = 0,9842.$$

Rezultă că pantele exprimate de parametrul b din fiecare ecuație a tendinței ($b=0,425$ în cazul UE; $b=0,326$ în cazul României), ca de altfel și coeficienții β ($\beta=0,9928$ în cazul UE, $\beta=0,9842$ în cazul României) contrazic așteptările, în sensul că tendințele descrise în ultimii 9 ani nu apropie convergența creșterii economice din țara noastră de media creșterii economice din UE.

Calculul reluate privind tendința manifestată în ultimii 5 ani (2003–2007), perioadă de creștere mai accentuată pentru România, au condus la reprezentările:

$$y = 21,4 + 0,52t \quad (\text{coeficientul } \beta = 0,99698) \text{ în cazul UE;}$$

$$y = 6,54 + 0,41t \quad (\text{coeficientul } \beta = 0,9966) \text{ în cazul României.}$$

Observăm că, și din perspectiva abordării tendințelor pentru intervalul mai recent, estimările pentru parametrul b (panta liniei de regresie), ca de altfel și valorile standardizate (β) ale acestora mențin concluzia conform căreia tendințele înregistrate în ultimul deceniu, atât în UE, cât și în România nu reprezintă un argument în sprijinul confirmării convergenței din perspectiva PIB *per capita*. Dacă rămânem în același context al pantelor descrise de tendințe, atunci o menținere a valorii marginale de peste 0,45, în cazul creșterii economice a României, în condițiile în care media creșterii în UE revine la valori situate în jur de 0,42 (vezi parametrul b calculat pentru ultimii 9 ani), situația se schimbă și apropierea devine din ce în ce mai evidentă.

2.3. Convergența, urmare a unor tranziții probabile în timp. Matricea probabilităților de tranziție

O primă etapă constă în elaborarea unei clasificări pe categorii (clase, intervale) de țări (regiuni) în raport cu nivelul unei caracteristici definitorii privind gradul de dezvoltare (PIB, indicele IDU etc.). Deși, teoretic, o astfel de distribuire a țărilor pe grupe este mai dificil de fundamentat, din perspectiva abordării practice, astfel de clase, grupe, categorii reprezintă o modalitate de abordare întâlnită frecvent în literatura economică.

O prezumție care stă la baza procedurii descris în cele ce urmează se referă la procesul de tranziție a unui număr de țări dintr-o categorie în alta (de regulă, spre o categorie superioară). Tranzițiile se desfășoară cu o intensitate care se repetă an de an.

Așadar, se consideră că proporția sau, mai corect, probabilitatea de a trece de la categoria i la categoria j ($i \leq j$ sau $i > j$) se menține aproximativ la același nivel de la an la an. Ca urmare, pornindu-se de la o anumită distribuție a țărilor pe categorii (clase), se ajunge, pe măsură ce trece timpul, la o altă distribuție. Această din urmă distribuție poate fi prognozată relativ ușor dacă „stilul” trecerilor (a se citi probabilitățile de tranziție) manifestat în trecut se menține și în perioadele viitoare.

În măsura în care, în decursul timpului, țările se „aglomerează” spre o anumită categorie (de regulă, superioară), putem afirma că un proces de convergență se desfășoară în timp, iar în condiții de normalitate, el este previzibil ca desfășurare în timp și finalitate.

Elementul-cheie este reprezentat de probabilitatea de trecere (tranziția) de la categoria i la categoria j în intervalul $(t, t+1)$. Dacă în fiecare categorie există un număr oarecare de țări, iar odată cu trecerea la anul următor, o parte dintre țări migrează spre alte categorii (restul rămân fidele categoriei în care au fost), atunci probabilitatea de tranziție de la i la j în $(t, t+1)$ se obține astfel:

$$P_{ij} = \frac{x_{i \rightarrow j}^{(t,t+1)}}{x_i^{(t)}} \quad \begin{pmatrix} t = 1, \dots, T \\ i, j = \overline{1, n} \end{pmatrix} \quad (40)$$

De îndată ce au fost calculate probabilitățile pentru $i=1, \dots, n$ și $j=1, \dots, n$, (n = numărul de grupe), se trece la înscrierea acestora într-un tabel cu n linii și n coloane, adică la formarea matricei probabilităților de tranziție:

$$M = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1n} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ P_{n1} & P_{n2} & \dots & P_{nn} \end{pmatrix} \quad (41)$$

Distribuirea țărilor pe grupe în următorul an ($t+1$) are în vedere poziționarea țărilor pe grupe în anul t , precum și matricea M . Dacă notăm structura pe categorii (grupe) a țărilor cu $P_{i(T)}$, atunci viitoarea structurare a țărilor pe grupe ($P_{j(T+1)}$) rezultă astfel:

$$P_{j(T+1)} = P_{j(T)} \cdot M \quad (42)$$

Pentru a prognoza distribuția țărilor peste k ani, ne bazăm pe următoarele egalități:

$$P_{j(T+K)} = P_{j(T+K-1)} \cdot M = \left[P_{j(T+K-2)} \cdot M \cdot M \right] = P_{i(T)} \cdot M^K \quad (43)$$

Faptul că repoziționarea pe categorii din anul $T+K$ depinde de poziționarea în perioada anterioară $T+K-1$ induce ideea de lanț în care fiecare verigă (a se citi distribuție) depinde de anterioara stare, de aici denumirea de proces (lanț) Markov.

Procedul conduce la rezultate compatibile cu caracteristicile procesului de convergență dacă evidențiază regruparea țărilor spre un număr mai restrâns de grupe (eventual o singură grupă).

Dacă, în decursul perioadei de prognoză, numărul de țări tinde să se regroupeze într-o singură categorie, se poate afirma că procesul de convergență este în curs de desfășurare; dacă nu se profilează o singură „dominată”, ci două, eventual trei grupe tind să includă treptat în timp toate țările ansamblului analizat, atunci procesul este mai curând de polarizare.

Elementul fragil al demersului îl reprezintă prezumția menținerii constante a probabilităților de tranziție (40) pe un interval suficient de mare de timp.

Metoda merită să fie reevaluată, în sensul atribuirii unui accent mai mare aspectului legat de polarizarea țărilor, și aceasta în cazurile în care grupe disparate (care nu au limite comune, nu sunt „învecinate”) devin tot mai atractive (în sensul că frecvența țărilor în aceste grupe crește). De asemenea, necesitatea actualizării periodice a probabilităților de tranziție trebuie subliniată.

Matricea probabilităților de tranziție și modificările în structura pe grupe a țărilor UE

În vederea determinării elementelor matricei probabilităților de tranziție (tregeri de la o grupă de țări la alta), am utilizat date privind PIB per capita UE-25=100%. Pentru gruparea țărilor UE, am avut în vedere faptul că media PIB prezintă o evoluție continuă în timp. Ca urmare, limitele fiecărui interval de grupare au fost centrate pe medie, prin introducerea în calcule a distanței (redată ca proporție) de la media fiecărui an din intervalul 2000–2006. Pentru a obține probabilități de trecere stabile, am procedat la calculul mediei proporțiilor care reprezentau treceri de la o grupă la alta în anul t față de anul anterior (vezi relația 41). Așadar, media a 6 proporții reprezentând treceri de la grupa i la grupa j , în decursul anului t față de numărul existent de țări din anul $t-1$. Desigur, aceasta, în condițiile existenței de treceri an de an în întreg intervalul. În realitate, trecerile constatate au fost reduse numeric, ceea ce se observă dacă analizăm nivelul

elementelor nediagonale ale matricei redată în cele ce urmează. În tabelul 5 este redată matricea probabilităților de tranziție, inclusiv a intervalelor utilizate, ale căror limite exprimă proporția PIB *per capita* în raport cu media în UE.

Tabelul 5

Intervale de grupare (%)	sub 75	75–85	85–95	95–105	105–115	115–125	peste 125
sub 75	0,982	0,018	0	0	0	0	0
75–85	0,045	0,845	0,110	0	0	0	0
85–95	0	0	0,950	0,050	0	0	0
95–105	0	0	0	1	0	0	0
105–115	0	0	0	0,010	0,938	0,052	0
115–125	0	0	0	0	0	1	0
peste 125	0	0	0	0	0	0,0468	0,9532

Numărul de țări repartizate în grupe în anul 2000, precum și la sfârșitul intervalului (2006) este redat în tabelul 6.

Tabelul 6

Anul	sub 75	75–85	85–95	95–105	105–115	115–125	peste 125
2000	10	4	1	0	6	2	4
2006	10	2	2	2	4	4	3

Se observă (tabelul 5) că o caracteristică a modificărilor structurale în decursul timpului o constituie caracterul extrem de limitat al deplasărilor de la o grupă la alta. Aceasta face ca evoluția pe planul creșterii economice să se realizeze în pași aproximativ egali, înaintându-se „odată cu plutonul” (la unison cu grupa). Totuși, în condițiile acceptării unei variante optimiste (în favoarea convergenței), o relativ lentă orientare spre medie poate fi constatată, aspect care apare mai evident în tabelul 6.

Proгноza elaborată pentru următoarea perioadă de 6 ani a presupus înmulțirea vectorului dispunerii țărilor în grupe în anul 2006, cu matricea probabilităților de tranziție (vezi relația 43). Așadar, înmulțim $(10 \ 2 \ 2 \ 2 \ 4 \ 4 \ 3)$ cu matricea

$$\begin{pmatrix} 0,982 & 0,018 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,045 & 0,845 & 0,11 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,95 & 0,05 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,01 & 0,938 & 0,052 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,0468 & 0,9532 \end{pmatrix}^6$$

Redăm în următorul tabel prognoza (cifre rotunjite) privind structura pe grupe a actualelor țări din UE în anul 2012:

Tabelul 7

	≤ 75%	75–85%	85–95%	95–105%	105+115%	115–125%	≥ 125%
Anul 2012	9	1	3	3	3	6	2

Elementul fragil al întregului demers presupus de utilizarea metodei de obținere a unor astfel de prognoze îl reprezintă perpetuarea, pe perioade relativ îndelungate, a comportamentului (ne referim la proporția trecerilor de la o grupă la alta) observat în trecut. Rezultatele obținute confirmă (sub rezerva menționată) desfășurarea unui lent proces de convergență.

2.4. Testul dependenței spațiale. Analiza teritorială a convergenței

Un factor al realizării convergenței poate fi considerat teritoriul (țara, regiunea) din vecinătatea țării i ($i=1..n$). Într-o serie transversală, unitățile teritoriale (țările) observate, prezintă valori care nu sunt independente între ele (în sensul că nivelul privind țara i poate fi dependent de nivelul din țara j , mai ales dacă țările sunt învecinate). Există, așadar, o dependență funcțională între performanțele economice ale țării i și ceea ce se întâmplă într-o altă țară (Anselin, 1988).

Un coeficient care ar semnala în ce măsură este semnificativă o astfel de legătură funcțională ar reprezenta un suport (un argument obiectiv) cu privire la acceptarea ipotezei dependenței globale teritoriale.

Ca urmare, convergența β poate fi reformulată în termenii analizei de regresie teritoriale (spațiale).

În vederea verificării semnificației interdependenței teritoriale, este propusă următoarea valoare calculată (Moran, 1992):

$$I_r = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot Y_{it} Y_{jt}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n Y_{it} Y_{jt}} \quad (44)$$

unde: Y_{it} = log PIB pentru țara i în anul t ;

w_{ij} – elementul care se referă la „corespondența” teritorială dintre țara i și țara j , așa cum apare în matricea corespondențelor, notată W ;

n – numărul de țări luate în calcul;

S_0 – suma tuturor elementelor matricei W .

W – matrice ale cărei elemente reprezintă gradul de apropiere, din perspectiva teritorială, dintre zona i și zona j . Fiecare element reprezintă o valoare standardizată, $w_{ij} = \frac{\text{corespondența dintre } i \text{ și } j}{\text{suma elementelor de pe rândul } i}$, așa încât $\sum_j w_{ij} = 1$.

Pentru cel mai simplu caz, putem nota corespondența $c_{ij}=1$ pentru două țări învecinate (cu frontieră comună) și $c_{ij}=0$ pentru două țări care nu sunt vecine (în sensul că nu au frontieră comună).

Astfel, în cazul în care avem în vedere țările A, B, C, în care A este vecină cu B, B este vecină cu A și C, elementele c_{ij} din matricea intermediară se obțin din tabelul:

	A	B	C
A	0	1	0
B	1	0	1
C	0	1	0

Corespunzător datelor tabelului, rezultă matricea valorilor standardizate (W):

$$W = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad (45)$$

Fiind 3 țări considerate, $n=3$ iar $S_0 = 1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + 1 = 3$.

Coefficientul I , rezultat din formula (44), este verificat în sens statistic. În acest sens, este recomandat testul t ($\alpha=0,05$ și $n-2$ grade de libertate). În caz de semnificație a coeficientului I , coeficientul β poate fi obținut din reprezentări bazate pe prezumțiile formulate în cele ce urmează:

a) cazul în care abaterea (eroarea – e) este dependentă de poziționarea (distanța) în perspectiva teritorială (abaterea țării i în raport cu țara învecinată j depinde de abaterea în raport cu cealaltă țară k). Așadar, dacă notăm abaterea cu e , atunci:

$$e_{ij(t)} = \rho e_{ik(t)} + u \quad (46)$$

unde $\rho = \lambda w$;

λ = scalar teritorial;

u = eroare care urmează o distribuție normală de medie zero și dispersie constantă.

În acest caz

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}} \right) = \alpha + \beta \log y_{i0} + (1 - \rho) u_{it} \quad (47)$$

b) cazul în care interacțiunea dintre țări reprezintă variabila factorială:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}} \right) = \alpha + \beta \log y_{i0} + \left(\frac{\rho}{T} \right) \log \left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}} \right) + e_t \quad (48)$$

c) variabila teritorială este independentă, așa încât diferența față de momentul zero (perioada considerată inițială) este adăugată:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}} \right) = \alpha + \beta \log \rho \log y_{i0} + u_{iT}, \quad (49)$$

unde $\rho = \tau\omega$.

Indicele teritorial (44), ca și întreg demersul prin care distanța (în sensul propriu al termenului) este considerată una dintre variabilele cauzale în procesul de realizare a convergenței, este important, întrucât extinde aria cercetării prin includerea influențelor spațiale în cercetarea economică. Econometria spațială este centrată îndeosebi pe astfel de aspecte. Prin luarea în considerare a elementului teritorial (dispunerea pe teritoriul țărilor luate în calcul) în analiza interdependenței venitului (PIB *per capita*), se ajunge la o mai riguroasă estimare a procesului de convergență.

Faptul că, înainte de a o introduce în analiza de regresie (47) semnificația influenței variabilei teritoriale (ρ) este verificată, aceasta ne îndreptățește să afirmăm că verificarea semnificației interdependenței teritoriale (indicele Moran – (44)) reprezintă o etapă strict necesară și procedura merită să fie generalizată și în cazul altor reprezentări.

Între elementele fragile, menționăm modalitatea întru câtva subiectivă de stabilire a elementelor matricei W (45), precum și riscul multicolinearității, întrucât, în mod frecvent, nivelul inițial al indicatorului (y_{i0}) poate fi intens corelat cu cel al țărilor vecine, așa încât menținerea ambelor variabile explicative (baza de pornire și vecinătatea teritorială) poate afecta (distorsiona) parametrii.

2.5. Analiza convergenței în optica econometriei teritoriale

Econometria teritorială (*Spatial Econometric*) abordează dezvoltarea economică dintr-o perspectivă interregională, în sensul că, datele se referă la regiuni (țări), iar influențele nu sunt urmărite în timp, ci în spațiu, ca urmare a vecinătății care condiționează schimburile economice, dar și informaționale, comportamentale etc., devenind astfel un factor de natură specială în antrenarea creșterii economice. Mai concret, apropierea pe plan teritorial poate fi considerată

factor de creștere economică, așa cum, în calculul tendinței, timpul reprezenta un „factor” oarecum la fel de special. În ce privește argumentarea influenței în plan teritorial, aceasta poate avea în vedere dezvoltarea de politici economice regionale, fluxurile migratorii, concurența etc.

Modelul econometric teritorial prezintă unele asemănări cu cel „clasic”, dacă avem în vedere posibilitatea redării lui sub forma unei singure ecuații sau sub forma mai multor ecuații. Ecuațiile modelului pot include variabile sincrone, decalate, dihotomice, anticipate. Specificitatea constă în apariția unor aspecte care privesc optica transversală de abordare, în care nivelul fiecărei variabile este observat pe unități teritoriale, și nu în timp, decalajul este de natură spațială, fundamentarea teoretică poate fi în economie, dar și în istorie sau sociologie, numărul de cazuri este relativ mic.

Din perspectiva convergenței, un astfel de model include drept factori de influență vecinătatea (în general, distanța în perspectivă spațială, dar și economică), facilitățile vamale, efectul de antrenare teritorială, fluxurile de capital etc.

Propunem în cele ce urmează un astfel de model, introducând între variabilele endogene ale modelului variabila care exprimă distanța dintre PIB *per capita* din țara r și nivelul mediu al PIB *per capita* în țările UE. Într-o formă extrem de agregată, modelul poate fi prezentat astfel:

$$\Delta PIB_r = a_o + a_1 \Delta INV_r + a_2 \sum_{i=1}^{26} PIB_{i \neq r} + u_{1r} \quad (50)$$

$$\Delta INV_r = b_o + b_1 \Delta PIB_{t-1,r} + b_2 \Delta TX_r + u_{2r} \quad (51)$$

$$\Delta CONS_r = \Delta PIB_r - \Delta INV_r \quad (52)$$

unde: Δ – distanța în raport cu media UE în ce privește valorile per capita ale PIB, investițiilor (INV), impozitelor (TX), consumului (cererii globale) ($CONS$).

2.6. Indicii inegali de creștere economică și convergența

Un prim argument în favoarea utilizării indicilor, are în vedere înregistrarea unor ritmuri inegale de creștere a țărilor (regiunilor) unui ansamblu teritorial. Inegalitatea s-ar datora bazei de raportare (nivelul PIB în anul de bază) care, de regulă, diferă, așa încât un nivel de referință redus oferă posibilitatea unei creșteri mai accentuate în timp.

Un alt argument presupune interesul pentru dezvoltarea economică și, ca urmare, eforturile mai intense exercitate în direcția investițiilor (nivel, dar și eficiență) de către țările mai puțin dezvoltate din ansamblul teritorial analizat. În condițiile în care un indice superior de creștere al unei țări „înapoiate” în raport cu celelalte este menținut ani la rând, aceasta are drept efect reducerea decalajelor și realizarea convergenței.

Indicele de creștere rezultă ca un raport între nivelul corect (t) și nivelul de referință (I):

$$I_{t/l} = \frac{y_t}{y_l} \quad (53)$$

respectiv, dacă baza este mobilă (în lanț),

$$\bar{I} = {}_{T-l}\sqrt{\frac{y_2}{y_1} \cdot \frac{y_3}{y_2} \cdots \frac{y_T}{y_{T-l}}} = {}_{T-l}\sqrt{\frac{y_T}{y_1}} \quad (54)$$

Ritmul mediu de creștere rezultă astfel:

$$\bar{R} = \bar{I} \cdot 100 - 100 \quad (55)$$

Dacă se acceptă prezumția menținerii în viitor a indicelui la un nivel în jurul mediei, atunci, în perioada următoare ($T+1$), nivelul PIB (prognoza) rezultă astfel:

$$y_{T+1}^* = y_1 \bar{I}^{(T)} \quad (56)$$

respectiv, pentru viitoare j perioade:

$$y_{T+j}^* = y_1 \bar{I}^{(T+j-1)} \quad (j=1,2,\dots,J) \quad (57)$$

Dacă o altă zonă mai avansată reprezintă ținta sau dacă media proporțiilor de creștere a țărilor ansamblului ($\bar{I}^{(A)}$), care poate fi UE, ne stă în atenție, atunci realizarea convergenței (în sens de egalizare a PIB) presupune egalitatea:

$$y_R \bar{I}_R^T = y_A \cdot \bar{I}_{(A)}^{(T)} \quad (58)$$

unde $\begin{cases} \bar{I}_R > \bar{I}_A; \\ T = \text{anul în care țara } R \text{ ajunge la nivelul țării } A. \end{cases}$

sau

$$\log y_R + T \log \bar{I}_R = \log y_A + T \log \bar{I}_{(A)} \quad (59)$$

adică:

$$T \log \bar{I}_R - T \log \bar{I}_{(A)} = \log y_A - \log y_R \quad (60)$$

$$T = \frac{\log y_A - \log y_R}{\log \bar{I}_R - \log \bar{I}_A} \quad (61)$$

Dacă obiectivul este reprezentat de momentul egalizării și acest moment este prestabilit, ar interesa nivelul indicelui de creștere (mediu) care ar trebui menținut în întreg intervalul $t=1,\dots,T$, așa încât obiectivul să se realizeze:

$$\log \bar{I}_R = \frac{\log y_A - \log y_R}{T} + \log \bar{I}_{(A)}. \quad (62)$$

Metoda este dintre cele mai simple în ce privește aplicarea și se bazează pe o variantă optimistă, în care nici evenimentele accidentale majore, nici schimbările de ritm (în cazul ambilor „parteneri”) nu se manifestă în viitor. În orice caz, procedeul trebuie avut în vedere în analiza convergenței, fie și sub forma obținerii unei variante de lucru.

Pentru o abordare mai puțin rigidă, pot fi relaxate condițiile care determină prognoza (58), în sensul introducerii în diversele variante de calcul a unor variante „pesimiste” privind media viitoare a proporției creșterii, ceea ce conduce la un interval de prognoză cu șanse mai mari de a fi confirmat de realitate.

Indicii medii de creștere economică și condițiile realizării convergenței

Urmărim în cele ce urmează să stabilim orizontul previzional în care România poate, în anumite condiții, să realizeze apropierea semnificativă de media UE în ce privește PIB *per capita*. Avem în vedere în acest scop – indicii diferiți de creștere înregistrați în intervalul 1999–2007, pentru care, pe baza ratelor anuale de creștere a PIB exprimat în prețuri constante, au fost calculați indicii medii. Ipotezele luate în calcul, în ce privește creșterea economică a României, ca și nivelul de pornire sunt dintre cele mai optimiste. Astfel, nivelurile luate în calcul sunt:

– indicele mediu de creștere pentru UE, $\bar{I}_{UE} = 1,029$;

– indicele mediu de creștere pentru România, $\bar{I}_R = 1,0559$.

Nivelurile inițiale se bazează pe valorile înregistrate în anul 2005 și rata creșterii în 2006, precum și în 2007. Au rezultat următoarele niveluri:

– pentru UE, $y_{UE} = 24,8$;

– pentru România, $y_R = 9,3$.

Momentul T , de realizare a egalității (dat de relația 58), se obține astfel:

$$T = \frac{\log y_{UE} - \log y_R}{\log \bar{I}_R - \log \bar{I}_{UE}} = \frac{\log 24,8 - \log 9,3}{\log 1,0559 - \log 1,029}$$

Rezultatul este suficient de îndepărtat în timp (aproximativ 38 de ani), încât comentariile să prezinte un interes minor, fie și pentru numărul de necunoscute care pot interveni într-un interval atât de mare. Mai interesantă considerăm că ar putea fi determinarea indicelui mediu de creștere, care ar conduce la situarea PIB *per capita* în țara noastră la nivelul mediu al UE într-un interval de timp mai rezonabil, de exemplu, de 15 ani (relația 59):

$$\log \bar{I}_R = \frac{\log y_{UE} - \log y_R}{15} + \log \bar{I}_{UE} = \frac{1,39445 - 0,96848}{15} + 0,01242 \approx 1,1$$

Așadar, o creștere anuală situată în jurul ratei de 10%, în condițiile menținerii creșterii la nivel de medie în UE de aproximativ 3%, ar condiționa convergența relativ rapidă, ceea ce, evident, reprezintă prezumții nu foarte probabile.

3. Concluzii

Obiectivul lucrării, axat pe aspectele măsurabile ale procesului de realizare a convergenței țărilor UE, este abordat prin prisma mai multor metode de natură statistică și econometrică în vederea obținerii unor indicatori utili descrierii desfășurării procesului, dar și analizei și prognozei evoluției sale.

Multiplele aspecte pe care le presupune convergența, între care: omogenitatea performanțelor economice și sociale, concentrarea și polarizarea, diversitatea de niveluri și ritmuri de dezvoltare, dependența de anumite situații conjuncturale, efectul de antrenare și complementaritate pe plan economic etc., fac necesară utilizarea mai multor metode și reprezentări (modele), așa încât informațiile rezultate sub formă de indicatori să facă posibilă cunoașterea cât mai detaliată a procesului.

Din perspectiva metodologiei de obținere a indicatorilor au corespondență cu convergența, subliniem faptul că metodele utilizate permit cuantificări privind aspecte relevante ale stării procesului, deși indicatorii rezultați dintr-o perspectivă statică (pentru o perioadă dată). Este necesară o reluare a calculelor pentru mai multe perioade succesive, în vederea aprecierii convergenței, fără a exclude posibilitatea constatării divergenței. Îndeosebi prima grupă de metode (vezi paragraful 1) prezintă această particularitate. Principala recomandare la utilizarea metodelor menționate, constă în utilizarea de mărimi comparabile (ponderi, valori standardizate). Faptul că indicatorii rezultați (*coeficientul de variație, coeficientul Gini, indicele Theil, indicele de polarizare*) se referă la o singură variabilă (în cazul nostru PIB pe locuitor) reprezintă o limită. Considerăm utilă extinderea ariei de cuprindere a indicatorului, incluzând în calcul mai multe variabile economice dar și din domeniul social, așa încât constatările să se refere la o convergență pe multiple planuri. În paragrafele 6. (indicatorii multidimensionali) și 7. (complementaritate bilaterală) au propus astfel de indicatori. De asemenea, includerea în calcule a condițiilor și factorilor care determină un astfel de proces implică cuantificări privind efectul de antrenare, potențialul de cooperare, rolul vecinătății teritoriale și, în acest sens, sunt prezentate metode ce privesc: cointegrarea, complementaritatea, elaborarea de modele econometrice spațiale. O caracteristică a celor mai multe dintre metodele recomandate reprezintă prezența unor restricții și condiționări precum: menținerea în timp a unor ritmuri de dezvoltare, neapariția de factori perturbatori majori, tranziții repetabile (de la o treaptă la alta de dezvoltare). Astfel de condiționări pot fi acceptate în analize și prognoze drept obiective intermediare în realizarea convergenței.

Din perspectiva stadiului în care se situează țările UE în planul convergenței, situația poate fi caracterizată drept îngrijorătoare, dacă privim lucrurile din perspectiva țărilor mai puțin dezvoltate. Aceasta întrucât procesul de convergență prezintă semnale contradictorii: din perspectiva coeficientului de variație, dar și a indicelui Theil, procesul este mai curând de divergență, conform coeficientului Gini gradul de concentrare se menține în timp (perioadele avute în vedere se referă la ultimii 7–10 ani); tranziția țărilor spre intervalul median este dificil de sesizat (procesul Markov); dependența ritmului de creștere de nivelul de pornire este confirmată (convergența β) sub rezerva unei determinații scăzute. Așadar, cel puțin în ce privește PIB pe locuitor în ultimii 10 ani, convergența țărilor UE oferă semnale de realizare extrem de slabe. O explicație ar putea fi contrapunerea a două tendințe: de convergență a economiilor vechilor țări membre, de divergență, ca urmare a apariției de noi țări în UE, ale căror niveluri de dezvoltare se poziționează îndeosebi spre zona inferioară a clasamentului și mai puțin spre cea mediană.

În ce privește România, se constată, din analiza de cointegrare, mai curând o îndepărtare de media dezvoltării în UE, decât o apropiere, în condițiile în care ritmul creșterii economice este cel constat în intervalul 1999–2007. Într-o optică ceva mai optimistă, de apropiere de ritmurile ultimilor ani (constatate în România și în UE) ar putea fi confirmată convergența, dar pentru un orizont previzional mult prea îndepărtat. Varianta care presupune menținerea unui ritm de creștere economică a României în jurul a 10%, ar face posibilă apropierea semnificativă de României la media UE în următorii 15–20 de ani.

BIBLIOGRAFIE

1. Anselin L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer.
2. Baron T., M. Korka, E. Pecican, M. Stănescu, 1981, *Statistica*, Editura Didactică și Pedagogică București.
3. Barro R., X. Sala-i-Martin, 1991, *Convergence across States and Regions*, Brooking Papers on Economic Activity, 1.
4. Boyle G.E., T.G. McCarthy, 1997, *A simple measure of β convergence*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2.
5. Chatterji M., 1993, *Convergence clubs and endogenous growth*, Oxford Review of Economic Policy, 4.
6. Dalgaard C.J., J. Vastrup, 2001, *On the measurement of sigma convergence*, Economic Letters, 70.
7. Dickey H., 2001, *Regional earnings in Great Britain: A decomposition analysis*, Regional Studies, 7.
8. Esteban I.M., D. Ray, 1994, *On the measurement of polarization*, Econometrica, 4.
9. Frenken Kochn, T. Verburg, F. Gran Oart, 2005, *Variety and regional economic growth in the Netherlands*, EMAEE.
10. Iancu A., 2004, *Problema convergenței economice*, INCE, Academia Română, Working Papers, 4, București.
11. Paelinck J.H.P., L.H. Klaassen, 1979, *Spatial Econometrics*, Saxon House.
12. Pecican E.S., 2007, *Econometria pentru economiști*, Editura Economică, București.

13. Quah D., 1996, *Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics*, Economic Journal, 106.
14. Villaverde Castro J., *Indicators of Real Economic Convergence*, A. Primer, UNU CRISE, Working Papers, W-2004/2.
15. Waterson M., 1984, *Economic Theory of the Industry*, Cambridge Univ. Press.
16. *** 2003, *Dicționar de statistică generală*, Editura Economică, București.
17. *** 1979, *Dicționar de matematică și cibernetică economică*, Editura Științifică, București.