

PROIECTAREA MODELELOR DE MĂSURARE A SPECIALIZĂRII FORȚEI DE MUNCĂ ÎN PROFIL TERITORIAL

*Prof. univ. dr. Alexandru Isaic Maniu, Prof. univ. dr. Tudorel Andrei,
Lect. univ. dr. Andreea Iluzia Iacob, Lect. univ. drd. Ileana Gabriela Niculescu-Aron,
Lect. univ. dr. Silvia Cristache, Lect. univ. dr. Erika Tușa, Lect. univ. dr. Bogdan Iftimie*

Introducere

Integrarea europeană a României, care reprezintă o prioritate pentru guvernul țării, pentru clasa politică, este totodată o provocare pentru cercetarea economică, în nevoia de a afla metode și modele de măsurare a structurilor, în general, și a structurilor specializării forței de muncă, în particular. Obiectivul acestei lucrări îl constituie analiza modului în care integrarea economică a României în UE va afecta specializarea regională în domeniul ocupării forței de muncă.

În vederea accelerării procesului de integrare în UE trebuie avute în vedere următoarele aspecte:

- țările trebuie să-și evalueze poziția și în domeniul forței de muncă, în special față de vecinii lor geopolitici;
- datorită dezvoltării continue a comunicării și a schimbului, se poate învăța mai mult, sau copia, din experiențele altora;
- agențiile internaționale, și cele naționale, din unele țări mai dezvoltate, solicită informații similare despre țări diferite, informații necesare programelor și politicilor lor;
- dezvoltarea organismelor supra-naționale constituie un factor major, de interes pentru noi în contextul aderării la UE. De exemplu, asigurarea de rapoarte statistice economico-financiare pe termen scurt pentru UE-Fondul Monetar European (EMU) a căpătat o importanță mărită. Aspectul temporal al statisticilor economice pe termen scurt este foarte important pentru organisme economice cum ar fi: Comisia Europeană, Banca Central Europeană, Consiliul Economic-Financiar, cât și pentru analiștii pieței financiare.
- țările candidate sau recent integrate, beneficiare, găsesc avantaje în aderarea la programe statistice internaționale, datorită ajutorului tehnic și financiar pe care acestea îl oferă. În plus, poate exista și un element de constrângere: nevoia de date și agenda de cercetare a agențiilor internaționale și a operatorilor au determinat participarea țărilor membre și în curs de aderare în programe speciale de aderare.

1. Evoluția structurii și volumului forței de muncă în România

La nivel macroeconomic, oferta de forță de muncă este reflectată de variabile demo-economice ca: populația în vârstă de muncă, resursele de muncă disponibile. Expresia cea mai fidelă a ofertei de forță de muncă este populația activă.

După 1990, modelul ocupării populației s-a schimbat esențial față de perioada anterioară. Ocuparea forței de muncă – componentă de bază a dezvoltării umane – este una din zonele cele mai tensionate ale tranziției. În condițiile accelerării restructurării și ale sporirii insecurității locului de muncă, pe piața muncii s-au acumulat un mare număr de probleme sociale. Pentru elaborarea unor politici economice eficiente dar și pentru realizarea unei analize pertinente a modului în care sunt folosite resursele umane se impune analiza dimensiunii și structurii populației active și a populației ocupate. Evoluția acestor indicatori este prezentată în tabelul 1.

Populația în vârstă de muncă este cunoscută în literatura de specialitate ca populație potențial activă constituind baza din care se formează forța de muncă. Deși ca volum aceasta s-a redus cu 359057 persoane ponderea acesteia în totalul populației a crescut cu 2,68% de la 66,09% la 68,78%. Această creștere se explică prin diminuarea efectivului populației cu aproape 1429061 persoane în această perioadă.

În cadrul studiului a fost creată mai întâi o bază de date incluzând o serie de indicatori regionali la nivelul celor 41 de județe ale României (NUTS II) și la nivelul celor opt regiuni ale României (NUTS III) pe perioada 1993-2002. Datele provin de la Institutul Național de Statistică.

În acest sens au fost utilizate date privind populația ocupată pe cele 13 ramuri ale industriei prelucrătoare, corespunzător clasificării NACE, la nivelul celor 41 de județe (NUTS III) și a celor opt regiuni ale României (NUTS II) pe perioada 1993-2002. Date privind Produsul Intern Brut sunt disponibile doar la nivelul celor 8 regiuni ale României (NUTS II) pe perioada 1993-2002.

Specializarea regională privind populația ocupată se definește ca distribuția ponderii populației ocupate dintr-o anumită ramură a industriei i în ansamblul populației ocupate corespunzătoare industriei prelucrătoare dintr-o anumită regiune j în comparație cu o normă. O regiune j este specializată într-o anumită ramură a industriei i dacă această ramură are o pondere mare în cadrul populației ocupate pe ansamblul industriei prelucrătoare din regiunea j . Industria prelucrătoare a unei regiuni j este „puternic specializată” dacă un număr mic de industrii dețin o pondere mare în totalul industriei prelucrătoare.

Evoluția populației active civile, a populației ocupate civile și a populației în vârstă de muncă în perioada 1991-2003

Tabelul 1

mii persoane- (la sfârșitul anului)

Anii	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003*
Populația activă civilă	11123	11387	11227	11235	10491	10037	9904	9838	9550	9636	9380	9090	9915
Populația ocupată civilă	10786	10485	10062	10011	9493	9379	9023	8813	8420	8629	8563	8329	9223
PVM (15-64)	15387	15150	15032	15267	15311	15339	15339	15181	15315	15352	15367	14975	15001

Sursa: Anuarul statistic 2002, Balanța forței de muncă la 1 ianuarie 2003,

*Forța de muncă în România. Ocupare și Șomaj, INS 2004, pg. 46 (după 2002 desfășurarea anchetei

AMIGO se realizează după o nouă metodologie)

Concentrarea geografică este definită ca reprezentând ponderea diverselor regiuni (județe) în cadrul unui anumit sector al activității economice (industrie) i . O anumită ramură a industriei i este „concentrată” dacă o mare parte a producției este realizată de către un număr mic de regiuni (județe).

Specializarea regională și concentrarea geografică a industriei pot fi caracterizate prin intermediul unor indicatori absoluți și relativi. În literatura de specialitate există mai mulți indicatori, fiecare prezentând atât avantaje cât și dezavantaje. Ca măsură absolută a specializării regionale și a concentrării geografice a industriei va fi utilizat indicele Herfindahl, iar ca măsură relativă indicele disimilarității propus de Krugman și indicele Gini transformat.

În vederea utilizării acestor indici prezențați în cadrul modelelor econometrice ce vor fi prezentate în cele ce urmează, aceștia au fost calculați astfel¹:

Notând cu:

E = populația ocupată;

s = ponderea;

i = industria (sector, ramură), $i = 1, \dots, n$;

j = regiunea, $j = 1, \dots, m$;

s_{ij}^S = ponderea populației ocupate în industria i în regiunea j în totalul populației ocupate în industria prelucrătoare din regiunea j ;

s_{ij}^C = ponderea populației ocupate în industria i în regiunea j în totalul populației ocupate din industria i ;

s_i = ponderea populației totale ocupate în industria i în totalul populației ocupate în industria prelucrătoare;

s_j = ponderea populației totale ocupate în regiunea j în totalul populației ocupate în industria prelucrătoare.

$$s_{ij}^S = \frac{E_{ij}}{E_j} = \frac{E_{ij}}{\sum_i E_{ij}}$$

$$s_{ij}^C = \frac{E_{ij}}{E_i} = \frac{E_{ij}}{\sum_j E_{ij}}$$

¹ Indicatorii au fost definiți pe baza articolului lui Aiginger, K., et al., "Specialization and (geographic) concentration of European manufacturing", Enterprise DG Working Paper No 1, Background Paper for the "The competitiveness of European industry: 1999 Report", Brussels, 1999.

$$s_i = \frac{E_i}{E} = \frac{\sum_j E_{ij}}{\sum_i \sum_j E_{ij}}$$

$$s_j = \frac{E_j}{E} = \frac{\sum_i E_{ij}}{\sum_i \sum_j E_{ij}}$$

Indicele Gini corespunzător specializării regionale a fost calculat pe baza următoarei relații:

$$GINI_j^S = \frac{2}{n^2 \bar{R}} \left[\sum_{i=1}^n \lambda_i (R_i - \bar{R}) \right]$$

unde:

n = numărul de ramuri ale industriei;

$R_i = \frac{s_{ij}^S}{s_i}$ (pentru fiecare industrie din regiunea j);

\bar{R} = media lui R_i pe industrii;

λ_i = poziția industriei i în ierarhizarea lui R_i .

Pentru calcularea indicele Gini corespunzător concentrării geografice a fost utilizată următoarea relație:

$$GINI_i^C = \frac{2}{m^2 \bar{C}} \left[\sum_{j=1}^m \lambda_j (C_j - \bar{C}) \right]$$

unde:

m = numărul de regiuni;

$$C_j = \frac{s_{ij}^C}{s_j};$$

\bar{C} = media lui C_j pe regiuni;

λ_j = poziția regiunii j în ierarhizarea lui C_j .

Indicele Herfindahl corespunzător specializării regionale

$$H_j^S = \sum_i (s_{ij}^S)^2$$

Indicele Herfindahl corespunzător concentrării geografice

$$H_i^C = \sum_j (s_{ij}^C)^2$$

Indicele disimilarității (Krugman) corespunzător specializării regionale

$$DSR_j = \sum_i |s_{ij}^S - s_i|$$

Indicele disimilarității (Krugman) corespunzător concentrării geografice

$$DCR_i = \sum_j |s_{ij}^C - s_j|$$

Indicele Gini corespunzător specializării regionale a fost calculat pe baza următoarei relații:

$$GINI_j^S = \frac{2}{n^2 \bar{R}} \left[\sum_{i=1}^n \lambda_i (R_i - \bar{R}) \right]$$

unde:

n = numărul de ramuri ale industriei;

$$R_i = \frac{s_{ij}^S}{s_i} \text{ (pentru fiecare industrie din regiunea } j\text{);}$$

\bar{R} = media lui R_i pe industrii;

λ_i = poziția industriei i în ierarhizarea lui R_i .

Dinamica structurii populației ocupate pe ramuri

Indicatorii $\|x\|$ și $\|p\|$ se pot utiliza în caracterizarea globală a dinamicii structurii. Această abordare pornește de la relația dintre lungimile $\|x\|$ și $\|p\|$:

$$\|p\| = \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^2} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left[\frac{x_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^n x_i}} \right]^2} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n x_i} \sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n x_i} \|x\|$$

Scrisă sub forma:

$$\|x\| = \|p\| \cdot \sum_{i=1}^n x_i$$

se observă că lungimea vectorului descriptiv este produsul unui factor extensiv, cantitativ $\sum_{i=1}^n x_i$, adică volumul (masa) întregului și al unui factor intensiv, calitativ $\|p\|$, adică lungimea vectorului ponderilor p .

Privită în *dinamică* relația de mai sus devine:

$$\frac{\|x_k\|}{\|x_j\|} = \frac{\|p_k\|}{\|p_j\|} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n x_{ik}}{\sum_{i=1}^n x_{ij}} \quad \begin{matrix} j, k = \overline{1, n} \\ k = j+1 \end{matrix}$$

Deplasarea structurii, deci dinamica modificărilor structurii populației ocupate, se prezintă desfășurat în tabelul 2, constatandu-se temperarea deplasărilor după anii '70:

Tabelul 2

Ani	1950	1960	1970	1980	1985	1989
Dinamica vectorului de structură	1	1.0211	0.8673	0.7892	0.8153	0.8467

2. Modele pentru determinarea gradului de specializare și concentrare a forței de muncă

Au fost construite următoarele modele econometrice de timp corespunzătoare specializării regionale și concentrării geografice a forței de muncă, având următoarea formă:

$$\log \text{SPEC}_{it} = \alpha + \beta t + \varepsilon_{it}$$

$$\log \text{CONC}_{it} = \alpha + \beta t + \varepsilon_{it}$$

unde:

SPEC = măsura specializării (Gini, Herfindahl, Krugman);

CONC = măsura concentrării (Gini, Herfindahl, Krugman);

j = regiunea;

i = industria;

$t = 1, 2, \dots, T$;

T = numărul de ani;

$100 \cdot \beta$ = modificarea procentuală anuală a măsurii specializării.

Modelul econometric de timp corespunzător fiecărui indice de specializare a fost estimat cu ajutorul metodei celor mai mici pătrate pentru date panel (Pooled OLS), a modelului cu efecte (factori) constante (FEM) și a modelului cu

efecte (factori) aleatoare (REM) cu ajutorul pachetului de programe EViews. În cazul tuturor modelelor a fost testată existența sau nu a heteroscedasticității erorilor cu ajutorul testului White.

Rezultatele estimării econometrice a modelului de timp privind specializarea regională la nivelul celor 8 regiuni ale României (NUTS II) sunt prezentate în tabelul de mai jos:

* și ** indică faptul că estimatorul este semnificativ semnificație de de 10%.

În economice a timp geografice a la nivelul ale României următoarele rezultate:

Variabila dependentă	Gini			Herfindahl			Krugman		
	OLS	FEM	REM	OLS	FEM	REM	OLS	FEM	REM
Modelul									
Termenul liber	-0.485**		-0.485**	-0.912**		-0.912**	-0.577**		-0.577**
Abaterea standard	0.032		0.045	0.011		0.016	0.026		0.037
Trendul	0.002	0.002	0.002	-0.004*	-0.004**	-0.004**	0.014**	0.014**	0.014**
Abaterea standard	0.006	0.004	0.003	0.002	0.002	0.002	0.004	0.003	0.002
R pătrat ajustat	-0.012	0.679	0.710	0.022	0.359	0.416	0.103	0.758	0.781
F-statistic	0.152			2.586			9.196		
Probabilitatea pt. F-statistic	0.698			0.112			0.003		
Observații	72	72	72	72	72	72	72	72	72

Tabelul 3

faptul că coeficientului pentru un prag de 5% și, respectiv,

cazul analizei a evoluției în concentrării forței de muncă celor 8 regiuni s-au obținut

Tabelul 4

Variabila dependentă	Gini			Herfindahl			Krugman		
	OLS	FEM	REM	OLS	FEM	REM	OLS	FEM	REM
Modelul									
Termenul liber	-0.485**		-0.485**	-0.912**		-0.912**	-0.577**		-0.577**
Abaterea standard	0.032		0.045	0.011		0.016	0.026		0.037
Trendul	0.002	0.002	0.002	-0.004*	-0.004**	-0.004**	0.014**	0.014**	0.014**
Abaterea standard	0.006	0.004	0.003	0.002	0.002	0.002	0.004	0.003	0.002
R pătrat ajustat	-0.012	0.679	0.710	0.022	0.359	0.416	0.103	0.758	0.781
F-statistic	0.152			2.586			9.196		
Probabilitatea pt. F-statistic	0.698			0.112			0.003		
Observații	72	72	72	72	72	72	72	72	72

** indică faptul că estimatorul coeficientului este semnificativ pentru un prag de semnificație de 5%

3. Model econometric cu date panel privind efectele integrării asupra salariilor

S-au construit modele econometrice bazate pe următoarele ipoteze:

- Structura salariilor la nivel regional descrește comparativ cu distanța față de capitala țării ($\beta_i < 0$)

În vederea testării acestei ipoteze a fost utilizat următorul model:

$$\log(WAGE_{jt}/WAGE_{ct}) = \alpha + \beta_i \log(DIST_j) + \gamma_i BORD_j + \lambda_i (\log DIST_j \times BORD_j) + \varepsilon_{jt}$$

unde:

$WAGE_j$ = salariul mediu brut din regiunea j ;

$WAGE_c$ = salariul mediu brut din capitala țării;

$DIST_j$ = distanța dintre regiunea i (capitala județului) și capitala țării;

$BORD_j$ = variabilă dummy corespunzătoare regiunilor situate la granița vestică a țării: $BORD_j = 1$ dacă regiunea j reprezintă o regiune situată la frontiera de vest a țării și 0 în caz contrar (include timpul și distanța ce reprezintă factori invarianți, specifici regiunilor situate la frontierele de vest, care influențează structura salariilor, cum ar fi: posibilitatea unei colaborări și a muncii peste graniță).

Rezultatele estimării obținute în urma testării acestei ipoteze sunt prezentate în tabelul de mai jos:

Tabelul 5

Variabila	Modelul 1	
	(a)	(b)
Termenul liber	0.019 (0.027)	0.074** (0.019)
DIST	-0.041** (0.011)	-0.041** (0.008)
BORD	1.989** (0.368)	1.989** (0.219)
DIST*BORD	-0.721** (0.135)	-0.721** (0.081)
R pătrat corectat	0.114	0.490
F-statistic	14.658	31.675
Probabilitatea lui F-statistic	0.000	0.000
Observații	400	400

Year dummies	no	yes
--------------	----	-----

** rezultate semnificative pentru un prag de semnificație de 5%.

- *Liberalizarea comerțului elimină efectul distanțelor* ($\mu_t = 0$)

În vederea testării acestei ipoteze a fost utilizat următorul model:

$$\log(WAGE_{jt}/WAGE_{ct}) = \alpha + \beta_t \log(DIST_j) + \gamma_t BORD_j + \lambda_t (\log(DIST_j) \times BORD_j) + \mu_t (\log(DIST_j) \times YEAR) + \varepsilon_{jt}$$

unde:

YEAR = variabilă dummy corespunzătoare participării cu drepturi depline conform Acordului de Asociere încheiat cu UE; această variabilă ia valoarea 1 corespunzător anului intrării cu drepturi depline și 0 în caz contrar.

Rezultatele estimării în cazul modelului bazat pe ipoteza că liberalizarea comerțului va elimina efectul distanțelor sunt prezentate în următorul tabel:

Tabelul 6

Variabila	Modelul 2 (pentru anul 1993)		Modelul 3 (pentru anul 1995)	
	(a)	(b)	(a)	(b)
Termenul liber	0.019 (0.026)	0.046** (0.020)	0.019 (0.027)	0.046** (0.020)
DIST	-0.043** (0.011)	-0.042** (0.008)	-0.041** (0.011)	-0.040** (0.009)
BORD	1.989** (0.347)	1.989** (0.223)	1.989** (0.367)	1.989** (0.216)
DIST*BORD	-0.721** (0.128)	-0.721** (0.083)	-0.721** (0.135)	-0.721** (0.080)
DIST*YEAR	0.018** (0.003)	0.006* (0.003)	0.002 (0.003)	-0.008 (0.009)
R pătrat corectat	0.168	0.431	0.112	0.426
F-statistic	17.092	27.855	11.058	27.476
Probabilitatea lui F-statistic	0.000	0.000	0.000	0.000
Observații	400	400	400	400
Year dummies	nu	da	nu	da

* și ** indică faptul că estimatorul coeficientului este semnificativ pentru un prag de semnificație de 5% și, respectiv, de 10%.

- *După intrarea în vigoare a Acordului de Asociere, efectele distanțelor în cazul regiunilor situate la frontiera de vest și a altor regiuni vor converge către nivele similare*

În vederea testării acestei ipoteze a fost construit următorul model:

$$\log(WAGE_{jt}/WAGE_{ct}) = \alpha + \beta_t \log(DIST_j) + \gamma_t BORD_j + \lambda_t (\log(DIST_j) \times BORD_j) + \mu_t (\log(DIST_j) \times YEAR) + \nu_t (\log(DIST_j) \times BORD_j \times YEAR) + \varepsilon_{jt}$$

În cazul în care această ipoteză este acceptată, în cazul coeficienților modelului de regresie trebuie verificată următoarea relație dintre aceștia:

$$\beta_t + \mu_t = \beta_t + \lambda_t + \nu_t$$

Acest model a fost, de asemenea, estimat atât pentru anul 1993 cât și pentru anul 1995 cu ajutorul variabilei YEAR, care este o variabilă dummy corespunzătoare anilor ce au urmat intrării cu drepturi depline în cadrul Acordului de Asociere încheiat cu UE.

Rezultatele estimării în cazul acestei ipoteze sunt prezentate în tabelul 7:

Tabelul 7

Variabila	Modelul 4 (pentru anul 1993)	Modelul 5 (pentru anul 1995)
-----------	---------------------------------	---------------------------------

	(a)	(b)	(a)	(b)
Termenul liber	0.019	0.046**	0.019	0.048**
	(0.026)	(0.020)	(0.027)	(0.022)
DIST	-0.043**	-0.042**	-0.041**	-0.041**
	(0.011)	(0.008)	(0.011)	(0.009)
BORD	1.989**	1.989**	1.989**	1.989**
	(0.354)	(0.226)	(0.363)	(0.221)
DIST*BORD	-0.721**	-0.721**	-0.722**	-0.722**
	(0.130)	(0.084)	(0.134)	(0.082)
DIST*YEAR	0.018**	0.005	0.002	-0.0007
	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.021)
DIST*BORD*YEAR	-0.002	-0.0003	0.003	0.003
	(0.006)	(0.006)	(0.008)	(0.008)
R pătrat corectat	0.164	0.429	0.110	0.425
F-statistic	13.547	24.958	8.857	24.598
Probabilitatea lui F-statistic	0.000	0.000	0.000	0.000
Observații	400	400	400	400
Year dummies	da	nu	nu	da

* și ** indică faptul că estimatorul coeficientului este semnificativ pentru un prag de semnificație de 5% și, respectiv, de 10%

4. Analiza dependenței dintre specializarea regională și creșterea economică a României cu ajutorul unui model econometric cu date panel

În cadrul acestui model este analizată influența specializării regionale și a altor caracteristici asupra creșterii economice regionale a României:

$$\log(y_{j,t+1}/y_{jt}) = \alpha + \beta_1 \log(\text{SPEC}_{jt}) + \sum_{i=1}^{10} \gamma_{it} X_{ijt} + \varepsilon_{jt}$$

unde:

y_{jt} = P.I.B. regional per capita în anul t în regiunea j ;

SPEC = măsura specializării (Herfindahl, Krugman, Gini) în anul t în regiunea j ;

X_{ij} = variabile structurale corespunzătoare caracteristicilor calitative regionale;

X_{1j} = ponderea populației ocupate în sectorul secundar în regiunea j ;

X_{2j} = ponderea populației ocupate în sectorul serviciilor în regiunea j ;

X_{3j} = numărul de întreprinderi cu participare de capital străin la 100000 de locuitori;

X_{4j} = numărul de lucrători individuali la 100000 de locuitori;

X_{5j} = numărul de studenți la 100000 de locuitori în regiunea j ;

X_{6j} = procentul populației în grupele de vârstă aptă de muncă (15-65 ani) în regiunea j ;

X_{7j} = numărul de linii telefonice la 100000 de locuitori în regiunea j ;

X_{8j} = densitatea drumurilor publice în regiunea j ;

X_{9j} = cheltuieli publice per capita.

$\log(y_{jt})$ = nivelul inițial al PIB-ului regional per capita.

Rezultatele estimării modelului privind dependența dintre specializarea regională și creșterea economică în cazul României la nivelul celor 8 regiuni ale României sunt prezentate în tabelul 8.

Tabelul 8

* și ** indică faptul că coeficientului este prag de semnificație de 5%.

estimatorul semnificativ pentru un 10% și, respectiv, de

5.
urma

Analiza evoluției în timp regionale și a geografice a la nivelul celor 8 județe ale

Model folosind:	Indicele Gini		Indicele Herfindahl		Indicele Krugman	
	OLS	FEM	OLS	FEM	OLS	FEM
Termenul liber	-0.663**	-	-0.656**	-	-0.691**	-
Abaterea standard	0.221	-	0.218	-	0.242	-
$\log(\text{SPEC}_{it})$	0.037	0.195	0.086	0.047	0.012	-0.057
Abaterea standard	0.035	0.140	0.073	0.054	0.044	0.086
$\log(y_{it})$	0.191**	0.505**	0.206**	0.470**	0.195**	0.470**
Abaterea standard	0.059	0.100	0.057	0.110	0.066	0.102
X_{9t}	$-4 \cdot 10^{-8**}$	$-4 \cdot 10^{-8**}$	$-4 \cdot 10^{-8**}$	$-4 \cdot 10^{-8**}$	$-4 \cdot 10^{-8**}$	$-4 \cdot 10^{-8**}$
Abaterea standard	$1 \cdot 10^{-8}$	$8 \cdot 10^{-9}$	$1 \cdot 10^{-8}$	$8 \cdot 10^{-9}$	$1 \cdot 10^{-8}$	$9 \cdot 10^{-9}$
R pătrat corectat	0.380	0.435	0.380	0.401	0.364	0.404
F-statistic	8.958	19.985	8.952	18.053	8.432	18.192
Probabilitatea pt. F-statistic	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.000
Observații	56	56	56	56	56	56

Concluzii rezultate în aplicării modelelor de simulare

econometrică a a specializării concentrării forței de muncă regiuni și 41 de României a

- la nivelul NUTS II, specializarea regională a variat, în medie, între -0,4% și 1,4% pe an, iar la nivelul NUTS III a crescut, în medie, cu 0,5 procente pe an;
- la nivelul NUTS II, concentrarea geografică n-a depins de factorul timp și a rămas stabilă, iar la nivelul NUTS III a crescut, în medie, cu 0,2 procente pe an.

Analiza econometrică a relației dintre structura salariului regional și distanța față de capitala țării în cazul României confirmă ipoteza conform căreia structura salariilor la nivel regional descrește cu distanța față de capitala țării. Ipoteza conform căreia liberalizarea comerțului va elimina efectul distanțelor asupra structurii salariilor a fost, de asemenea, confirmată, în timp ce ipoteza pe baza căreia efectul distanțelor pentru regiunile situate la frontiera de vest și a altor regiuni, după intrarea în vigoare a Acordului de Asociere cu UE, va converge către nivele similare a fost infirmată în cazul României.

În urma analizei econometrice a dependenței dintre specializarea regională și creșterea regională s-au constatat următoarele:

- la nivelul celor 8 regiuni ale României (NUTS II) există o relație directă între aceste două variabile la nivel regional în cazul indicelui Herfindahl. Aceasta înseamnă că, în perioada analizată, în anumite regiuni, specializarea regională a avut o evoluție ascendentă, care a coincis cu perioada de creștere economică. Dintre variabilele calitative, cheltuielile publice per capita au avut o influență semnificativă, negativă, asupra creșterii economice, ceea ce înseamnă că o creștere a cheltuielilor publice per capita va determina o scădere a P.I.B.-ului regional per capita.

În cazul introducerii ca variabilă independentă a lui $\log(y_{it})$ (nivelul P.I.B.-ului regional per capita), rezultatele estimării privind influența specializării regionale asupra creșterii economice au fost nesemnificative din punct de vedere statistic în cazul tuturor tipurilor de indici de specializare. Cheltuielile publice per capita (x_{9t}) au avut, de asemenea, și în acest caz, o influență negativă semnificativă asupra creșterii economice în cazul tuturor tipurilor de indici de specializare.

Ca urmare a faptului că am obținut un coeficient semnificativ pozitiv corespunzător P.I.B.-ului per în cazul tuturor tipurilor de indici de specializare și în cazul celor trei modele, aceasta semnifică faptul că există o divergență regională a P.I.B.-ului regional per capita.

- la nivelul celor 41 de județe ale României (NUTS III), există o relație indirectă între cele două variabile menționate anterior, cu excepția indicelui disimilarității Krugman folosind metoda celor mai mici pătrate pentru date panel. Dintre variabilele calitative utilizate, procentul populației în grupele de vârstă aptă de muncă (15-65 ani) a avut o influență semnificativă, pozitivă, asupra creșterii economice.

Prin introducerea ca variabilă independentă a lui $\log(y_{it})$ (nivelul P.I.B.-ului regional per capita) în cazul modelului anterior, rezultatele estimării privind influența specializării regionale asupra creșterii economice au fost semnificative din punct de vedere statistic doar în cazul indicelui Gini, ceea ce semnifică faptul că există o relație directă între aceste două variabile, precum și o relație negativă în cazul indicelui Krugman. De asemenea, o influență semnificativă asupra creșterii economice a avut-o procentul populației în grupele de vârstă aptă de muncă (15-65 ani) și numărul de lucrători individuali la 100000 de locuitori.

6. Metode de previziune a structurii forței de muncă pentru fundamentarea politicilor de ocupare a forței de muncă

În practica economică, un model econometric este utilizat pentru explicarea variației fenomenului rezultativ y în raport cu variația factorului său x , pentru estimarea valorilor probabile ale fenomenului y (simularea acestuia) în funcție de posibilele valori pe care economic le poate înregistra factorul x , și, în final, prognoza și simularea fenomenului y în funcție de valorile fenomenului x , pe intervalul de prognoză v , $v = 1, 2, \dots, h$.

Aprecierea prognozei unui fenomen y pe baza unui model econometric se poate face cu ajutorul a două noțiuni, siguranța prognozei și precizia prognozei, noțiuni care se află în relație invers proporțională.

Siguranța prognozei este dată de probabilitatea (p) cu care este estimat intervalul de încredere, iar precizia prognozei de relația:

- eroarea absolută: $e_a = |y_{n+v} - \hat{y}_{n+v}| = |t_\alpha \cdot s_{\hat{y}_{n+v}}|$
- eroarea relativă: $e_r (\%) = \frac{e_a}{\hat{y}_{n+v}} \cdot 100 = \left| \frac{t_\alpha \cdot s_{\hat{y}_{n+v}}}{\hat{y}_{n+v}} \right| \cdot 100$

Dar, dacă $p \rightarrow 1$ rezultă că siguranța prognozei crește, iar dacă $t \rightarrow \alpha$ rezultă că eroarea crește, iar precizia se diminuează. Din acest motiv, estimarea valorilor probabile ale fenomenului y se face pe baza unor valori prestabilite privind siguranța și precizia prognozei. De exemplu, se poate preciza că prognozele vor trebui acceptate cu o probabilitate dată, $p = 0,95 \Rightarrow \alpha = 0,05$, iar eroarea de prognoză – pe un anumit orizont al prognozei – trebuie să fie:

$$e_r (\%) = \left| \frac{t_\alpha \cdot s_{\hat{y}_{n+v}}}{\hat{y}_{n+v}} \right| \cdot 100 \leq E(\%) \quad E(\%) = 5, 10, \dots$$

Analiza capacității de prognoză a unui model poate fi realizată pe baza indicatorilor statistici propuși de H. Theil (Pindyck, Rubinfeld, 1981, p. 364-366). Acești indicatori sunt calculați pe baza următoarelor relații:

- *coeficientul Theil*

$$T = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{y}_t^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_t^2}}$$

ale cărei valori sunt cuprinse în intervalul $[0, 1]$.

Semnificația acestui indicator este invers proporțională cu mărimea lui, respectiv cu cât valoarea acestuia este mai mică, tinzând către zero, cu atât capacitatea de prognoză a modelului este mai bună.

- *ponderea abaterii*

$$T^A = \frac{(\bar{\hat{y}} - \bar{y})^2}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - y_t)^2} = \frac{(\bar{\hat{y}} - \bar{y})^2}{\sigma_u^2}$$

unde:

$\bar{\hat{y}}$ = media valorilor teoretice ale variabilei endogene;

\bar{y} = media valorilor reale ale variabilei endogene;

σ_u^2 = dispersia variabilei reziduale necorectată cu numărul gradelor de libertate.

Interpretarea acestui indicator, care evidențiază existența unor erori sistematice, este aceea că, în cazul ideal*, valoarea sa este egală cu zero, aceasta tinzând către unu în cazul unor erori de estimare de-a lungul întregii serii de timp.

- *ponderea dispersiei*

$$T^D = \frac{(\sigma_{\hat{y}_t} - \sigma_{y_t})^2}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - y_t)^2} = \frac{\left[\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{\hat{y}})^2} - \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \right]^2}{\sigma_u^2}$$

* Demn de menționat este faptul că, în cazul estimării parametrilor unui model statistic cu ajutorul metodei celor mai mici pătrate, valoarea acestui indicator este egală cu zero, acesta fiind discriminant numai în cazul utilizării altor procedee de estimare cum ar fi, de exemplu, metoda grafică, metoda punctelor empirice sau metoda punctelor medii.

care este definită tot în intervalul [0, 1], aceasta măsurând evoluția oscilantă a celor două serii, respectiv seria ajustată și seria empirică a variabilei endogene. Acest indicator are aceeași semnificație ca și cei precedenți, respectiv o valoare scăzută indică o capacitate bună de prognoză, în timp ce o valoare apropiată de unu exprimă o eroare de specificare a modelului.

- *ponderea covarianței*

$$T^C = \frac{2(1-r)\sigma_{\hat{y}_t}\sigma_{y_t}}{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^n(\hat{y}_t - y_t)^2}$$

unde:

r = coeficientul de corelație liniară dintre valoarea estimată a variabilei endogene, \hat{y}_t , și cea reală, y_t .

$$r = \frac{\sum_{t=1}^n(\hat{y}_t - \bar{\hat{y}})(y_t - \bar{y})}{n\sigma_{\hat{y}_t}\sigma_{y_t}}$$

Se poate observa ușor că semnificația acestui indicator este analogă cu a celor menționați anterior. De altfel cei patru indicatori se regăsesc în următoarea ecuație propusă de Theil:

$$\frac{1}{n}\sum_{t=1}^n(\hat{y}_t - y_t)^2 = (\bar{\hat{y}} - \bar{y})^2 + (\sigma_{\hat{y}_t} - \sigma_{y_t})^2 + 2(1-r)\sigma_{\hat{y}_t}\sigma_{y_t}$$

a cărei interpretare se realizează prin intermediul semnificației acestor indicatori

Rezultatele predicțiilor efectuate impun, în vederea viabilizării, un set de politici guvernamentale în domeniul forței de munca, politici din categoriile active și pasive.

7. Politici și măsuri pentru ocuparea forței de muncă

Politicile active, orientate spre creșterea gradului de ocupare a forței de muncă, ce acționează fie asupra cererii, fie asupra ofertei, se pot grupa în două mari categorii: politici de susținere prioritară a echilibrelor macroeconomice și politici de echilibrare și flexibilizare a pieței muncii.

În categoria politicilor de susținere prioritară a echilibrelor macroeconomice putem include:

- politici de creștere economică prin stimularea investițiilor pentru crearea de noi locuri de muncă. Deoarece s-a dovedit că o creștere economică nu înseamnă neapărat reducerea șomajului este necesar ca, pe lângă ramurile de înaltă productivitate și tehnicitate, să se dirijeze investițiile și către ramurile mari consumatoare de forță de muncă (de exemplu serviciile);
- politici de stimulare a dezvoltării IMM prin: înlesnirea accesului la credite în condiții avantajoase; crearea unor facilități fiscale; încurajarea prezenței pe piețele externe;
- reabilitarea statutului producătorului agricol și stimularea dezvoltării gospodăriilor țărănești, bazată pe angrenarea în acest proces și susținere familiilor tinere din mediul rural;
- modelarea unor politici bugetare, monetare, de credit, fiscale și din optica cerințelor formulate de piața muncii;
- credite pentru investiții productive cu dobânzi reduse, scutiri și (sau) reduceri pentru agenții economici care creează locuri de muncă, și înainte de toate, pentru șomerii care se lansează în activități economice;
- subvenționarea pentru o perioadă limitată, a unei părți din costul salarial pentru agenți economici publici sau privați ce angajează absolvenți sau șomerii;
- promovarea unei politici de salarii și venituri care să creeze motivarea muncii;
- salariul să devină preț al muncii și instrument de reglare a cererii și ofertei de forță de muncă;
- promovarea unor forme noi de salarizare prin participarea la profit realizându-se astfel o flexibilizare a salariilor și o cointeresare a muncii;
- stabilirea cuantumului ajutorului de șomaj astfel încât să asigure un venit minim dar să și stimuleze reîncadrarea.

Politicile de echilibrare și flexibilizare a pieței muncii vizează în mod direct piața muncii și au o tentă socială pronunțată, vizând:

- *Creșterea gradului de calificare a forței de muncă prin formarea profesională inițială și formarea profesională continuă;*
- *Formarea profesională inițială corelată cu structura cererii ocupațional-profesionale de pe piața muncii;*
- *În situațiile în care piața muncii este deosebit de tensionată, în perioadele cu șomaj masiv, se pot aplica programe publice de ocupare. Acestea constau în inițierea și finanțarea din fonduri publice a unor lucrări care un consum mare de forță de muncă (de regulă în infrastructură). Aceste programe realizează practic un transfer de fonduri asigurând unui număr cât mai mare de persoane aflate în șomaj locuri de muncă și venituri (mai mici decât salariile realizate în condiții normale, dar mai mari decât ajutorul de șomaj).*

Bibliografie selectivă

- Aiginger Karl, Pfaffermayr Michael, Product quality, cost asymmetry and the welfare loss of oligopoly, *International Journal of the Economics of Business*, Vol. 6, No. 2, 1999, pp. 165-180
- Aiginger, K. (2000A), "Speed of Change, European Commission", DG Enterprise, *Working Paper*, Brussels, 2000.
- Aiginger, K. (2000B), "Europe's Position in Quality Competition", European Commission, DG Enterprise, *Working Paper*, Brussels, 2000.
- Aiginger, K., Pfaffermayr, M., The single market and geographic concentration in Europe, *SMCONCFIN-Working papers*, 2000.
- Aiginger, K., "Trends in the specialisation of countries and the regional concentration of industries: a survey on empirical literature", *WIFO-Working Papers*, 1999.
- Aiginger, K., Boeheim, M., Gugler, K., Pfaffermayr, M., Wolfmayr-Schnitzer, Y., "Specialisation and (geographic) concentration of European manufacturing", European Commission, DG Enterprise, *Working Paper*, Brussels, 1999.
- Aiginger, K., Davies, St., "Industrial Specialisation and Geographic Concentration: Two Sides of the Same Coin? Not for the European Union", Economics Research Center of the University of East Anglia, *Working paper*, 2000.
- Bruelhart, M., Evolving Geographic Concentration in European Manufacturing Industries, *Weltwirtschaftliches Archiv* 137 (2), 2001, pp. 215-243.
- Bruelhart, M., Industrial Specialisation in the European Union: A test of the New Trade Theory, *Trinity Economic Papers*, No 95/5, 1995.
- Brühlhart, M. (1995a), 'Scale economies, intra-industry trade and industry location in the new trade theory', *Trinity Economic Papers*, No. 95/4, 1995.
- Brühlhart, M., Torstensson, J., 'Regional integration, scale economies and industry location', *Discussion Paper No. 1435*, Centre for Economic Policy Research, 1996.
- Greenway, D., Hine, R., C., 'Intra-Industry Specialisation, Trade Expansion and Adjustment in the European Economic Space', *Journal of Common Market Studies*, vol. 29(6), 1991, pp. 603-22.
- Hallet, M., Regional specialisation and concentration in the EU, *Economic Papers 141*, European Commission, March 2000.
- Hanson, G. H., 'Localization economies, vertical organization, and trade', *American Economic Review*, vol. 87, 1996b, pp. 1266-1278.
- Hanson, G. H., 'Increasing returns, trade, and the regional structure of wages', *Economic Journal*, vol. 107, 1997, pp. 113-133.
- Hanson, G. H., 'Market potential, increasing returns, and geographic concentration', *Working Paper No. 6429*, National Bureau of Economic Research, 1998.
- Hanson, G., "Scale Economies and the Geographic Concentration of Industry." *Journal of Economic Geography*, 2000.
- Helpman, E., Krugman, P., *Market Structure and Foreign trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy*, Harvester Wheatsheaf, Brighton, 1985.
- Hine, R. C., 'Economic Integration and Inter-industry Specialisation', *CREDIT Research Paper 89/6*, University of Nottingham, 1990.
- Krugman, P., Venables, A., 'Integration and the competitiveness of peripheral industry' in C. Bliss and J. Braga de Macedo (eds), *Unity with Diversity in the European Community*, Cambridge University Press, Cambridge, 1990.

Krugman, P., *Geography and Trade*, MIT Press, 1991.

Leitner, W., Regional Concentration of Manufacturing in the USA and the EU: A Comparative Approach with the Background of New Economic Geography; *Diploma Thesis*, University of Linz, 2001.