

Ocuparea în țările UE: analiză de tip panel

Larisa STĂNILĂ

Institutul Național de Cercetare Științifică în domeniul Muncii
și Protecției Sociale, larisa.stanila@incsmpps.ro

Mădălina ANDREICA

Institutul Național de Cercetare Științifică în domeniul Muncii
și Protecției Sociale, Academia de Studii Economice din București
madalina.andreica@gmail.com

Amalia CRISTESCU

Institutul Național de Cercetare Științifică în domeniul Muncii
și Protecției Sociale, Academia de Studii Economice din București
cristescu_amalia@yahoo.com

Rezumat. *Această lucrare analizează evoluția unor indicatori macroeconomici importanți pentru UE urmărind schimbările provocate de criză în ultimii ani și încearcă să identifice variabilele ce afectează rata de ocupare. Prin urmare, vom estima un model econometric pe date de tip panel incluzând cele 27 de țări membre UE. Rezultatele econometrice indică faptul că variabilele luate în considerare în model sunt semnificative din punct de vedere statistic, iar estimatorii obținuți sunt robuste (cu o singură excepție, variabila deschiderea către comerț care a fost exclusă din estimarea robustă).*

Cuvinte-cheie: ocupare; salarii; remitențe; panel de date; Uniunea Europeană.

Coduri JEL: E24, J21, F24, F16.

Coduri REL: 8G, 12G.

1. Introducere

Impactul crizei actuale asupra pieței forței de muncă a variat considerabil în rândul țărilor. Structura economiei și expunerea la anumite sectoare vulnerabile (cum este de exemplu sectorul Construcții) a amplificat pierderile de locuri de muncă în anumite cazuri. Eichhorst, Escudero, Marx și Tobin (2010) susțin că țările care s-au putut baza pe o flexibilitate internă puternică au putut controla mai bine pierderile de locuri de muncă și creșterea șomajului. Mai mult, ei susțin că acest lucru a fost posibil datorită protecției nucleului pieței muncii prin reguli stricte cu privire la ocupare și prin ajustările orelor de lucru și a salariilor, și nu prin concedieri masive.

Trebuie totuși făcută diferența între redresarea economiei și redresarea pieței muncii. Deși, la nivel global, economiile au început să arate semne de redresare, condițiile de pe piața muncii continuă să se deterioreze. Un raport al Organizației Internaționale a Muncii (International Labour Organization, 2012) menționează faptul că la începutul anului 2012 realitatea de pe piața muncii e cruntă: una din trei persoane care face parte din populația activă este fie în șomaj, fie este săracă. Altfel spus, datele arată că din totalul forței de muncă de 3,3 miliarde, 200 milioane sunt șomeri și 900 milioane trăiesc împreună cu familiile sub limita sărăciei de 2 dolari pe zi. Cei mai afectați par să fie tinerii, 75 milioane dintre ei fiind șomeri. La nivel global, tinerii sunt de trei ori mai probabil să ajungă șomeri decât adulții, iar acest fapt poate duce la deteriorări pe termen lung a pieței muncii (ILO, 2011).

2. Literatură de specialitate

Impactul globalizării asupra ocupării a jucat și joacă încă un rol important în politica economică contemporană. Deși este privită ca o amenințare de către muncitorii din țările dezvoltate (deoarece locurile de muncă tradiționale dispar sau sunt relocate), creșterea ocupării din țările în curs de dezvoltare pe care o generează globalizarea este privită ca o majoră contribuție în reducerea sărăciei (Jenkins, 2006).

Există o varietate de moduri în care globalizarea afectează munca, cele mai importante fiind investițiile străine directe (ISD), creșterea deschiderii către comerț și transferul internațional de tehnologie.

Comerțul este un important factor al dezvoltării economice. Într-un document al Comisiei Europene (2010) sunt menționate trei beneficii majore ale deschiderii către comerț:

(1) creșterea economică: finalizarea tuturor negocierilor în curs de liber schimb ar adăuga mai mult de 0,5% la PIB-ul UE, iar realizarea de progrese cu

privire la serviciile și aspectele de reglementare cu partenerii comerciali majori ar putea împinge valoarea menționată mai sus la peste 1% din PIB-ul UE.

(2) beneficiile consumatorilor: comerțul aduce o varietate de bunuri și servicii consumatorilor și companiilor, la prețuri scăzute. Doar beneficiile consumatorului sunt estimate la nivelul a 600 de euro pe an.

(3) ocuparea: 7,2% din ocuparea din UE depinde în mod direct sau indirect de exporturi. Dacă se ține cont de toate efectele comerțului (exporturi, importuri, productivitate, efecte de venit etc.), aproximativ 18% din forța de muncă din UE depinde de performanța comerțului.

În aceste condiții este ușor de dedus faptul că gradul de deschidere comercială al unei economii („trade openness”) este o pârghie foarte importantă pentru a scoate țările în curs de dezvoltare din sărăcie.

Există o dezbatere cu privire la indicatorul ce măsoară gradul de deschidere. Cele două categorii care s-au impus sunt bazate, pe de o parte, pe instrumentele comerțului (barierele tarifare și cele nontarifare) și, pe de altă parte, pe rezultatul comerțului (raportul dintre comerț și PIB). Fiecare dintre aceste măsuri prezintă avantaje și dezavantaje, niciuna dintre ele nefiind perfectă.

Cele mai citate teorii ce leagă comerțul de piața forței de muncă sunt cele ale lui Heckscher-Ohlin-Samuelson și ale lui Stolper-Samuelson, pe de o parte, și modelele Ricardiene, pe de altă parte (Hiebert, Vansteenkiste, 2007). Primele două teorii pleacă de la ipoteza că avantajul comparativ se datorează diferitelor intensități cu care sunt utilizați factorii de producție (țările exportă bunuri ce utilizează intensiv factorii de producție pe care îi deține din belșug și importă bunuri pentru care factorii de producție necesari sunt rari). A treia teorie presupune faptul că avantajul comparativ se datorează diferențelor de tehnologie. În ciuda acestor diferențe aceste teorii susțin faptul că liberalizarea comerțului facilitează specializarea internațională a producției și ar trebui să conducă la venituri reale mai mari și la o bunăstare ridicată (OECD, 2005).

Pe termen lung este de așteptat ca efectul comerțului asupra ocupării să fie unul pozitiv, însă pe termen scurt se pot resimți și efecte adverse, datorate, printre altele, șomajului fricțional (asociat cu realocarea între sectoare a muncitorilor). Mai mult, femeile și bărbații, precum și muncitorii cu diferite pregătiri sunt afectați în mod diferit de liberalizarea comerțului.

La nivelul Indiei, Sen (2008) a analizat efectele comerțului asupra ocupării utilizând mai multe metode. El a folosit date referitoare la industria prelucrătoare pentru perioada 1975-1999, rezultatele fiind diferite. Pe de o parte, metoda creșterii a relevat un impact neglijabil al comerțului asupra ocupării din industria prelucrătoare în perioadele 1975-1985 și 1995-1999, însă în perioada 1985-1995 au fost create un milion de locuri de muncă. Modelarea

econometrică nu a relevat niciun efect asupra ocupării, nici dinspre importuri și nici dinspre exporturi. Principala concluzie este aceea că impactul comerțului asupra ocupării din industria prelucrătoare a fost minim.

Pentru cazul Africii de Sud, Jenkins și Sen (2006) și Jenkins (2008) au analizat ocuparea din industria prelucrătoare pentru perioada 1970-2001. Și rezultatele acestor autori sunt împărțite, în funcție de perioadă și de metoda utilizată. De exemplu, analiza econometrică a arătat că importurile au avut un efect negativ, iar în analiza prin metoda creșterii se menționează faptul că în perioadele 1970-1990 și 1996-2001 au fost create locuri de muncă (200.000, respectiv 70.000), iar în perioada 1990-1995 au fost distruse locuri de muncă (18.000).

Jayanthakumaran (2006) analizează impactul comerțului asupra ocupării în Australia, pentru perioada 1989/1990-2000/2001. Autorul folosește ca variabilă dependentă creșterea anuală a ocupării pentru fiecare din ramurile analizate, iar ca variabile independente: două variabile ce surprind efectele liberalizării comerțului – comerțul (raportul dintre exporturi și importuri și PIB) și rata efectivă de protecție (raportul dintre valoarea adăugată internă și valoarea adăugată a lumii), două variabile pentru influența câștigurilor, un indice al tehnologizării și comerțul marginal intraramuri industriale (definit ca diferența dintre totalul fluxurilor comerciale și schimbarea în comerțul net). Rezultatele sale indică faptul că influența câștigurilor este semnificativă și pozitivă la nivelul industriei prelucrătoare, în vreme ce indicele tehnologizării are un impact negativ. În ceea ce privește influența ratei efective de protecție, aceasta are un efect pozitiv semnificativ, iar deschiderea către comerț este corelată negativ cu ocuparea. Comerțul marginal intraramuri este pozitiv, însă nesemnificativ din punct de vedere statistic.

Remitențele sunt considerate un mijloc de dezvoltare, deoarece acestea pot duce la creșterea veniturilor și la reducerea sărăciei în țările aflate în curs de dezvoltare. Acestea sunt privite și ca o compensație pentru fenomenul emigrației, dat fiind că țara din care pleacă forța de muncă suferă o diminuare a acesteia concomitent cu o diminuare a capitalului uman, mai ales dacă emigranții erau ocupați și aveau studii medii și/sau superioare.

De asemenea, remitențele reprezintă sume de bani pe care cei care le primesc le pot cheltui pe educație sau servicii de sănătate (Orrenius et al., 2010). Pe lângă aceste efecte pozitive pe care le exercită asupra „recipienților”, remitențele pot avea și un rol negativ, în sensul că pot spori inegalitățile de venit și pot reduce oferta de muncă. Totuși, dacă se iau în considerare și alți factori, precum rata de schimb, s-ar putea ca efectul real să fie mult diminuat.

Orrenius et al. (2010) susțin că remitențele ar avea un impact semnificativ pe termen lung, dacă acestea ar fi folosite pentru investiții în agricultură, educație sau activități antreprenoriale, mai degrabă decât dacă ar fi folosite pentru consum.

În ceea ce privește efectul remitențelor pe piața forței de muncă, acestea pot influența atât câștigurile, cât și ocuparea.

Blouchoutzi și Nikas (2010) au analizat impactul remitențelor asupra a trei țări Balcanice: Albania, Bulgaria și România. Remitențele reprezintă 5,5% din PIB în cazul României, 8,6% din PIB pentru Bulgaria și 27% pentru Albania. Autorii sunt interesați de felul în care aceste remitențe sunt cheltuite, precizând faptul că Turcia, de exemplu, se știe că a reușit să utilizeze cu succes remitențele provenite în cea mai mare parte din Germania.

Pentru cazul Albaniei, remitențele au fost utilizate în sectorul terțiar și în construcții, iar Bulgaria a utilizat cea mai mare parte a remitențelor pentru achiziționarea de bunuri durabile și de capital. Remitențele primite de România au fost canalizate către sectorul comercial, cu precădere către transport, construcții și servicii financiare.

León-Ledesma și Piracha (2004) au analizat efectul remitențelor asupra performanței ocupării în cazul țărilor Central și Est-Europene (au folosit un set de 11 țări aflate în tranziție, pentru perioada 1990-1999). Se știe că unul din principalele motive ce stau la baza migrației dinspre țările Central și Est Europene către Uniunea Europeană este diferența semnificativă dintre salariile existente în cele două regiuni ale Europei. Astfel, migrația forței de muncă aduce beneficii atât la nivel micro, cât și la nivel macro. La nivel micro, emigranții câștigă salarii mai mari, acumulează experiență și/sau dezvoltă abilități noi crescându-și șansele de a se angaja la întoarcerea în țara-mamă sau de a-și porni o afacere pe cont propriu. La nivel macro, șomajul scade, motiv pentru care și sistemul asigurărilor sociale se redresează, iar întoarcerea emigranților ajută la dezvoltarea țării prin investițiile acestora. Autorii estimează o ecuație a productivității muncii și funcții ale investițiilor și consumului, rezultatele estimărilor arătând un impact pozitiv asupra nivelului productivității și ocupării. Mai mult, remitențele contribuie și la creșterea nivelului investițiilor din țara recipient.

Posso (2012) analizează impactul remitențelor asupra forței de muncă din țările recipient, utilizând un eșantion de 66 de țări aflate în procesul de dezvoltare economică (Orientul Mijlociu, Africa, Asia, Pacific, America Latină și Caraibe), pentru perioada 1985-2005. Autorul estimează o ecuație de forma

$$LF_{i,t} = \beta_1 \times R_{i,t} + \beta_2 \times X_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t},$$

unde LF este forța de muncă totală, masculină și feminină – variabila dependentă, R reprezintă logaritmul remitențelor și X un vector ce cuprinde caracteristici

specifice țărilor, α_i este efectul fix al țării, λ_t este efectul fix al timpului, iar $\varepsilon_{i,t}$ este eroarea modelului. Rezultatele acestuia sugerează un impact semnificativ pozitiv al remitențelor asupra forței de muncă totală, cu un efect mai mare asupra bărbaților.

Blouchoutzi și Nikas (2010) prezintă un set de implicații economice ale remitențelor, atât pozitive, cât și negative:

- Pozitive: facilitează tranzacțiile cu alte țări și finanțează deficitele de cont; asigură schimbul de monedă străină pentru importul de echipamente și materiale brute pentru industrie; reprezintă un potențial pentru economii și investiții; facilitează investițiile în educație și dezvoltarea capitalului uman; cresc standardele de trai, reduc sărăcia.
- Negative: Remitențele cresc cererea agregată, și prin aceasta inflația și salariile; reduc economiile și efortul în muncă, conducând pe termen lung la reducerea creșterii economice; cresc nivelul de dependență și inegalitățile, fiind acompaniate de spălare de bani.

Teoriile neoclastică și keynesiană au la bază implicații foarte diferite referitor la modul în care schimbările salariilor reale produc schimbări în nivelul ocupării. Pe de o parte, modelul neoclastic pornește de la ipoteza că toate piețele, inclusiv cea a forței de muncă, funcționează într-o manieră perfectă, mai puțin dacă activitatea este perturbată de diverse impedimente instituționale. Ținând cont de aceste aspecte, ocuparea va crește dacă nivelul salariilor scade. În contrast cu acest model, modelele keynesiene susțin faptul că schimbările la nivelul salariilor reale nu vor produce schimbări în nivelul ocupării.

În ultimii ani, o serie de studii econometrice au analizat relația dintre salariile reale și ocupare. Arestis și Mariscal (1994), Carruth și Schnabel (1993), Smith și Hagan (1993) și Suedekum și Blien (2004) au găsit dovezi în favoarea teoriei neoclasice, evidențiind o relație negativă între salarii și ocupare pentru Marea Britanie, Germania de Vest și Australia. Apergis și Theodosiou (2008) au demonstrat că există o relație pe termen lung între cele două variabile, excluzând categoric ipoteza unei relații pe termen scurt, sugerând faptul că reducerea salariilor reale nu este suficient de mare pentru a induce o creștere a producției și a ocupării.

3. Metodologie

Analiza econometrică are la bază estimarea unui model de tip panel, prin intermediul pachetului software Stata.

O regresie de tip panel are următoarea formă:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}' \times \beta + \varepsilon_{it} \quad i=1...N, t=1... T \quad (1)$$

unde i reprezintă dimensiunea cross-secțională și indicele t pe cea temporală.

Efectele individuale pot fi considerate a fi corelate cu variabilele din partea dreaptă a unei ecuații (modelul cu efecte fixe – FEM) sau pot fi încorporate în termenul de eroare (modelul cu efecte aleatoare – REM) și necorelate cu variabilele explicative (Baum, 2001).

Atunci când se estimează un panel de date, primul pas este de a stabili dacă regresia este un model de tip panel sau o regresie obișnuită. Baltagi (2008) consideră că întrebarea principală este „To pool or not to pool the data?” Cel mai simplu test pentru gruparea datelor are ca ipoteză nulă modelul de regresie obișnuit și ca ipoteză alternativă modelul cu efecte fixe (FE). Altfel spus, se testează prezența efectelor individuale.

Următorul pas ar fi să se decidă ce model e mai potrivit: unul cu efecte fixe sau unul cu efecte aleatoare. Această decizie se poate face pe baza unor teste, motive economice și/sau criterii informaționale. Baltagi sugerează utilizarea tuturor acestor metode; prin urmare, se pot estima ambele modele și se poate alege ținând cont de criteriile informaționale și/sau pe baza argumentelor economice.

Pentru modelul cu efecte fixe estimatorul cel mai utilizat este numit estimatorul „within”. Se aplică practic metoda celor mai mici pătrate (OLS) modelului obținut prin eliminarea valorilor medii individuale, eliminând în acest fel efectele fixe. Deoarece prin această metodă sunt eliminate variabilele constante în timp, folosirea acestora în cadrul acestui model nu este recomandată. Efectele fixe au fost eliminate prin această metodă, motiv pentru care metoda celor mai mici pătrate conduce la estimări consistente ale coeficienților.

Un mare avantaj al panelurilor este faptul că se pot obține estimări consistente chiar și cu regresori endogeni, atâta vreme cât aceștia să fie corelați doar cu acea componentă a erorii constantă în timp.

Pentru modelul cu efecte aleatoare, termenul α_i din relația (1) este încorporat în termenul eroare și presupus necorelat cu variabilele explicative. Având în vedere această ipoteză modelul (2) reprezintă un model cu efecte aleatoare:

$$y_{it} = x_{it}' \times \beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Deoarece α_i este încorporat în u_i pentru fiecare perioadă de timp, se poate spune că avem de a face cu autocorelarea erorilor. Prin urmare, metoda generală a celor mai mici pătrate stă la baza estimării unui model cu efecte aleatoare. Un avantaj al modelului RE este faptul că permite folosirea variabilei explicative constante în timp; un mare dezavantaj însă este faptul că dacă modelul FE ar fi mai potrivit, estimările obținute prin modelul RE nu ar fi consistente.

După controlul efectelor individuale, erorile standard se presupune că sunt independente și identic distribuite (Cameron, Trivedi, 2009). De asemenea, modelul este estimat având la bază ipoteza de homoscedasticitate a reziduurilor. Atunci când erorile sunt heteroscedastice estimările sunt deplasate și este nevoie de obținerea unor estimări robuste, care să corecteze heteroscedasticitatea. Cea mai probabilă abatere de la erorile homoscedastice în contextul panelului de date se datorează varianțelor specifice individului. Atunci când erorile sunt homoscedastice în cadrul unităților cross-sectionale, dar varianța acestora este diferită între unități avem de-a face cu heteroscedasticitate între grupuri. O altă problemă este autocorelarea erorilor, însă pentru aceasta Wooldridge a propus un test foarte simplu pentru verificarea autocorelării reziduurilor.

Pentru a depăși aceste probleme trebuie să se obțină estimări robuste. Unii autori au oferit o serie de teste pentru a identifica problemele cu care se confruntă (Drukker, 2003, Baum, 2001, Green, 2000). De asemenea, în Stata există proceduri ce corectează structura erorii, presupunând, de exemplu, faptul că erorile sunt heteroscedastice, autocorelate până la un anumit lag și corelate între grupuri, indiferent de tipul modelului estimat.

4. Analiza datelor

Am folosit date anuale pentru cele 27 de țări europene, pentru perioada 2000-2010. Variabilele utilizate în acest document sunt: rata de ocupare, câștigul mediu brut, produsul intern brut, rata șomajului, deschiderea comercială și remitențele.

Rata de ocupare este exprimată în procente și se referă la grupa de vârstă 15-64 pp.. Câștigul salarial mediu este exprimată în PPS. Deschiderea comercială este exprimat ca sumă a exporturilor și importurilor, ca procent din PIB, iar remitențele sunt considerate ca procent din PIB. Datele au fost preluate din baza de date a Eurostat și din statisticile UNCTAD (United Nations Conference on Trade and Development – Conferința Națiunilor Unite pentru Comerț și Dezvoltare).

Analiza ratei de ocupare la nivelul UE-27; evoluția pe sexe și grupe de vârstă

Dacă analizăm evoluția ratei de ocupare la nivelul UE, se observă că, la nivel agregat, rata ocupării pentru populația cu vârsta cuprinsă între 15 și 64 ani a avut un trend crescător până în anul 2008. În perioada 2009-2011, rata ocupării a înregistrat scăderi, în 2011 această rată fiind de 64,3%, la nivelul ratei înregistrate în anul 2006. Analizând rata ocupării pe sexe, se constată că

rata ocupării pentru bărbați este mai ridicată decât cea pentru femei, urmând același trend de creștere (figura 1).

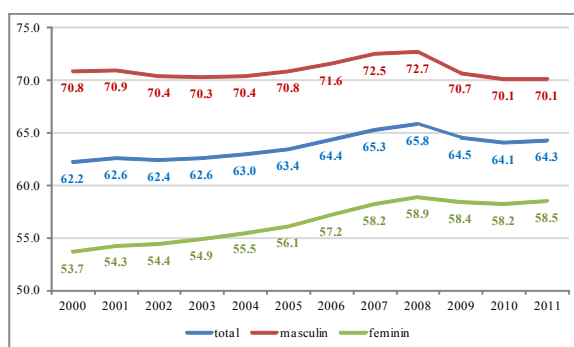


Figura 1. Evoluția ratei de ocupare pentru populația cu vârsta de 15-64 ani, pe sexe, UE-27

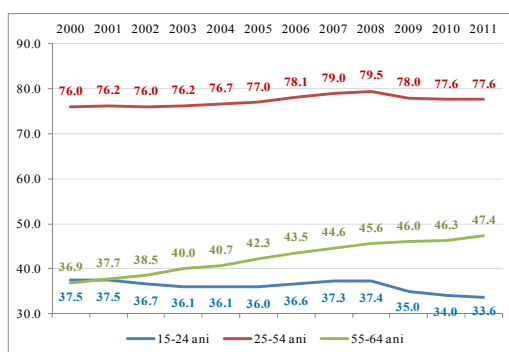


Figura 2. Evoluția ratei de ocupare pe grupe de vârstă, UE-27

Referitor la rata de ocupare pe grupe de vârstă pentru UE-27 (figura 2), se constată cu ușurință că rata de ocupare este cea mai redusă pentru tineri (grupa de vârstă 15-24 ani), tot aceștia fiind și cei loviți de criza economică. În 2009 rata de ocupare pentru această grupă de vârstă scăzuse cu 2,4 puncte procentuale față de valoarea anterioară. Grupa de vârstă 55-64 ani a avut o creștere continuă, fără să pară afectată de criză. Grupa de vârstă adultă (25-54 ani) reprezintă cea mai mare parte a populației ocupate. Rata de ocupare pentru această grupă a înregistrat o scădere după anul 2008 (în anul 2011, rata de ocupare era de 77,6%, la nivelul anilor 2005-2006).

Analiza statistică a principalilor indicatori macroeconomici determinanți ai nivelului de ocupare din țările Uniunii Europene

În legătură cu rata de ocupare la nivelul țărilor membre ale Uniunii Europene, evoluția în perioada analizată, cu evidențierea creșterii în perioada precriză și postcriză, este prezentată în tabelul 1. Astfel, cele mai mari creșteri în ceea ce privește rata de ocupare înainte de criza economică (s-a calculat creșterea înregistrată în anul 2007 față de anul 2000) au fost înregistrate pentru Bulgaria, Letonia, Spania și Estonia, cu creșteri de peste 15%. Deși a fost o perioadă favorabilă, Portugalia și România au înregistrat scăderi ale ratei de ocupare. Și dacă în cazul Portugaliei scăderea a fost de doar 0,59%, pentru cazul României, rata de ocupare a scăzut cu 8,41% din 2000 până în 2007.

După anul 2008, după cum se știe deja, piața forței de muncă a fost grav afectată de criza mondială. În termenii ratei de ocupare, se constată cu ușurință că cele mai multe dintre țările membre ale Uniunii Europene au suferit pierderi. Țările care totuși au înregistrat în continuare creșteri, deși semnificativ mai reduse decât cele de dinainte de criză, sunt: Austria (0,42%), Luxemburg (1,56%), Malta (2,75%), Germania (3,04%), Polonia (4,04%). Belgia și România au înregistrat în 2010 aceeași rată de ocupare ca în anul 2007.

Cele mai grav afectate țări în sensul diminuării ratei de ocupare au fost: Irlanda (13,15%), Letonia (13,18%), Estonia (12,10%), Lituania (10,94%), Spania (10,67%). Mai mult, Estonia, Letonia și Spania sunt țări care până în anul 2007 înregistraseră cele mai mari creșteri.

Tabelul 1

Rata de creștere pentru indicatorii macroeconomici selectați pentru țările membre UE

Țări	Rata de ocupare		Câștig salarial		Rata șomajului		Remitențe		Deschidere comercială	
	07/00	10/07	07/00	10/07	07/00	10/07	07/00	10/07	07/00	10/07
Austria	5,15	0,42	20,98	1,81	22,22	0,00	-14,52	-0,07	5,15	-2,52
Belgia	1,81	0,00	15,94	3,37	8,70	10,67	32,97	12,17	30,48	-15,82
Bulgaria	19,81	-3,24	61,96	35,05	-57,93	47,83	791,04	-27,67	7,87	-0,93
Cipru	8,56	-1,83	52,88	na	-18,75	58,97	13,01	-19,81	17,44	-6,62
Cehia	1,85	-1,66	50,64	9,05	-39,08	37,74	123,46	-7,31	31,40	0,98
Danemarca	0,79	-4,81	16,68	4,61	-11,63	97,37	-36,83	45,26	-17,03	5,99
Estonia	15,09	-12,10	77,47	4,73	-65,44	259,57	2519,44	-9,07	-16,47	20,85
Finlanda	3,23	-3,13	32,90	9,40	-29,59	21,74	-19,83	14,03	-4,25	-14,29
Franța	4,21	-0,78	18,75	3,87	-6,67	16,67	-13,86	9,18	-1,15	-7,26
Germania	5,67	3,04	22,73	2,67	8,75	-18,39	54,10	21,93	-2,42	-3,54
Grecia	8,48	-2,93	62,52	16,22	-25,89	51,81	-52,81	-38,87	10,21	-4,83
Ungaria	2,50	-3,32	51,64	8,30	15,63	51,35	180,66	1,85	-7,78	-11,85
Irlanda	7,29	-13,15	0,30	8,73	9,52	197,83	-12,20	28,17	15,57	3,68
Italia	9,93	-3,07	15,81	8,24	-39,00	37,70	-15,29	121,84	26,90	13,91
Letonia	18,99	-13,18	81,92	17,97	-56,20	211,67	107,28	32,56	14,54	-6,50
Lituania	8,89	-10,94	75,17	1,19	-73,78	313,95	739,06	25,92	5,93	3,01
Luxemburg	2,39	1,56	11,52	4,28	90,91	9,52	-0,85	5,09	1,13	-0,26
Malta	0,18	2,75	11,03	10,58	-2,99	6,15	31,44	-12,16	4,13	6,03
Olanda	4,25	-1,71	31,55	3,48	16,13	25,00	21,62	34,61	23,60	-7,53

Țări	Rata de ocupare		Câștig salarial		Rata șomajului		Remitențe		Deschidere comercială	
	07/00	10/07	07/00	10/07	07/00	10/07	07/00	10/07	07/00	10/07
Polonia	3,45	4,04	39,05	4,54	-40,37	0,00	182,66	-34,64	39,09	1,55
Portugalia	-0,59	-3,24	42,66	5,53	97,78	34,83	-43,05	-7,53	5,10	-4,38
România	-8,41	0,00	83,87	25,81	-5,88	14,06	1845,51	-51,16	2,15	5,09
Slovacia	7,82	-3,13	40,24	16,09	-40,96	29,73	2156,95	-7,80	27,03	-7,49
Slovenia	8,13	-2,36	51,85	8,60	-26,87	48,98	-33,63	-3,50	21,85	-6,30
Spania	16,93	-10,67	16,23	8,23	-29,06	142,17	-10,99	0,54	10,88	-8,26
Suedia	4,36	-2,02	28,73	2,32	8,93	37,70	-9,87	-6,05	11,06	-3,22
Marea Britanie	0,70	-2,80	25,02	-6,38	-1,85	47,17	14,56	17,15	-1,49	11,56

Referitor la rata șomajului, cele mai pronunțate creșteri sunt înregistrate în mod poate surprinzător pentru țări care au avut totuși economii stabile până în 2007 cel puțin: Portugalia (97,78% – o creștere a șomajului de la 4,5% la 8,9% în 2007), Luxemburg (90,91%, de la 2,2% la 4,2%), Austria (22,22%). Tot referitor la perioada 2000-2007, rata șomajului a scăzut cel mai mult în principal în țările cu creșteri semnificative ale ratei de ocupare: Bulgaria (57,93%), Estonia (65,44%), Letonia (56,2%), dar și în Cehia (39,08%), Italia (39%), Lituania (73,78%), Polonia (40,37%), Slovacia (40,96%).

În ceea ce privește perioada 2008-2010, cel mai rău lovite de criză au fost țările care până în 2007 înregistraseră scăderi ale ratei de șomaj. Cele mai grav afectate au fost țările baltice: Lituania, Estonia, Letonia, țări în care rata șomajului atinsese în 2010 cote alarmante (peste 16% rata șomajului). Următoarele țări afectate ar fi Irlanda și Spania, Spania fiind țara care a înregistrat cea mai mare rată a șomajului din Uniunea Europeană în anul 2010, de 20,1%. Mai mult, în Spania, Irlanda și Grecia, rata șomajului pentru tineri a atins valori chiar și de peste 40%. Și în Suedia, Marea Britanie și Portugalia, rata șomajului pentru tineri a avut de suferit (Employment global trends, 2012).

Pentru Austria și Polonia, rata șomajului a rămas la nivelul celei din anul 2007, iar pentru Germania, rata șomajului a scăzut de la 8,7% în anul 2007 la 7,1% în 2010.

În ceea ce privește câștigul salarial, până în anul 2007, cele mai mari creșteri se înregistrau în România, Letonia, Estonia, Lituania, Grecia, Bulgaria, Slovenia, Cipru, Ungaria (creșterile au fost de peste 50%). La polul opus, se poate menționa Irlanda, unde salariile aproape au rămas la fel (creștere de doar 0,3%). Analizând perioada 2008-2010, se pare că deși ani de criză, salariile tot au crescut simțitor în Bulgaria (35,05%) și România (25,81%). Singura țară pentru care nivelul câștigurilor salariale a scăzut în 2010 față de 2007 este Marea Britanie, scăderea fiind de 6,38%.

Sumele de bani trimise în țara de origine de către muncitorii de peste hotare au înregistrat creșteri semnificative până în 2007 pentru țări precum Bulgaria, Estonia, Lituania, România și Slovacia, creșteri de peste 700%,

ajungând chiar până la 2500%. După anul 2007, remitențele s-au redus drastic pentru țările amintite mai sus, ele crescând mult mai puțin sau chiar scăzând. Italia a primit în anul 2010 cu peste 100% mai multe remitențe decât primise în anul 2007.

Gradul de deschidere către comerț a înregistrat creșteri de peste 20% în perioada 2000-2007 mai ales în țările aflate în curs de dezvoltare, precum Cehia, Slovacia, Slovenia, Polonia, dar și pentru țări precum Belgia, Italia, Olanda. După declanșarea crizei, gradul de deschidere a crescut în Estonia (deși până în 2007 scăzuse), Italia și Marea Britanie cu peste 10%, în vreme ce în Cehia, Danemarca, Irlanda, Lituania, Malta, Polonia, România creșterea a fost mai redusă. În toate celelalte țări membre ale Uniunii Europene, suma exporturilor și importurilor ca procent din PIB a scăzut, ca urmare a diminuării producției la nivel european.

5. Rezultatele econometrice

Am hotărât estimarea acestui model de regresie pe date de tip panel, deoarece panelurile de date controlează heterogenitatea individuală (Hsiao, 2003). Mai mult, panelurile oferă o cantitate mai mare de informație, variabilitate crescută, probabilitate redusă de coliniaritate între variabilele utilizate și mai multe grade de libertate. De asemenea, rezultatele analizelor pe date de tip panel sunt mai eficiente, de vreme ce oferă posibilitatea de a identifica și măsura efecte ce nu ar fi detectabile prin analiza datelor cross-sectionale sau a seriilor de timp.

După cum am menționat și în Metodologie, efectul individual specific fiecărei țări (α_i) poate fi un parametru fix ce poate fi estimat, dacă modelul este cu efecte fixe, sau poate fi o perturbare aleatoare ce afectează o anumită țară, dacă modelul este cu efecte aleatoare. Pentru cazul modelelor cu efecte fixe, termenul liber poate fi diferit de la o țară la alta, însă el este constant în timp; panta regresiei în schimb este aceeași pentru toate țările. Modelele cu efecte aleatoare, pe de altă parte, permit estimarea variabilelor care nu variază în timp.

Urmărind logica lui Greenaway, Hine și Wright (1999), Milner și Wright (1998) și Craigwell (2006), s-a considerat ca punct de plecare funcția de producție Cobb-Douglas de forma:

$$Q_{it} = A^\gamma \times K_{it}^\alpha \times N_{it}^\beta$$

unde Q – output real, K – stocul de capital, N – forța de muncă, α și β reprezintă coeficienții proporției de utilizare a factorilor, iar γ permite factorilor să își schimbe gradul de eficiență în procesul de producție. Se presupune că scopul este să se folosească munca și capitalul în proporții variabile, astfel încât profitul

să se maximizeze; altfel spus se urmărește ca productivitatea marginală a muncii să fie egală cu salariul, iar productivitatea marginală a capitalului să fie egală cu costul de utilizare al acestuia. Pornind de la aceste trei relații se rezolvă sistemul format, astfel încât să se excludă stocul de capital din relația ce exprimă funcția de producție. În urma logaritmirii și rearanjării termenilor se obține relația următoare:

$$\ln N_{it} = \phi_0 + \phi_1 \times \ln \frac{W_i}{c} + \phi_2 \times \ln Q_{it}$$

Pornind de la această relație s-a construit funcția cererii de forță de muncă:

$$roc_{it} = \phi_0 + \phi_1 \times \ln cs_{it} + \phi_2 \times pib_{it} + \phi_3 \times com + \phi_4 \times rem$$

unde:

- roc = rata de ocupare;
- cs = câștig salarial mediu brut anual;
- pib = rata anuală de creștere a produsului intern brut;
- rs = rata șomajului;
- com = deschiderea comercială;
- rem = reamitețe.

După cum sugerează și Baltagi (2008), primul aspect ce trebuie lămurit în cazul lucrului cu paneluri de date este dacă într-adevăr modelul de tip panel este cel potrivit pentru datele avute în vedere. Primele rezultate obținute în Stata sugerează respingerea ipotezei potrivit căreia toți α_i sunt 0 (estimatorul OLS este deplasat și inconsistent, și trebuie acceptată prezența efectelor individuale). Următorul pas a fost efectuarea testului Hausman, pentru a decide ce model este mai potrivit: unul cu efecte fixe sau unul cu efecte aleatoare. Probabilitatea furnizată de testul implementat în Stata a fost de 0,83, conducând la acceptarea ipotezei conform căreia efectele individuale sunt aleatoare.

Plecând de la această concluzie, potrivit căreia modelul este unul cu efecte aleatoare, am testat ulterior seria reziduurilor pentru a depista autocorelarea și heteroscedasticitatea. Testele efectuate au indicat atât faptul că erorile prezintă autocorelare, cât și faptul că ele nu sunt homoscedastice, indicând necesitatea unei estimări robuste. Din acest motiv, am reestimat modelul, incluzând o opțiune pentru obținerea erorilor standard robuste. În urma reestimării cu opțiunea *vce(cluster id)*, variabila comerțului a fost exclusă din model.

Rezultatele finale ale estimării modelului sunt prezentate sub forma relației:

$$roc = -7.125 + 7.826 \times \ln cs + 0.127 \times pib_{it} - 0.501 \times rem$$

(12.856) (1.379)* (0.03)* (0.192)*

unde între paranteze sunt prezentate erorile standard robuste, iar * reprezintă semnificativitatea rezultatelor la 1%.

Toți coeficienții sunt statistic semnificativi, pentru un nivel de încredere de 1% (cu excepția constantei).

Câștigul salarial anual brut are un efect pozitiv asupra ratei ocupării forței de muncă, dar, deși semnificativ statistic, valoarea coeficientului este mică. În cazul în care salariile ar crește cu 1%, rata de ocupare ar crește cu doar 0,078%. Astfel, dominanța ofertei de muncă (susținută de creșterea nivelului salarial) asupra dinamicii ratei ocupării este atestată empiric. Acest fapt este normal în condițiile unor politici proactive privind ocuparea forței de muncă promovate de UE prin Agenda Lisabona, până în 2010, și continuată prin Agenda Europa 2020. Influența dinamicii PIB este perfect normală ca sens și ca nivel moderat al coeficientului asociat (0,127).

Remitențele au un impact negativ asupra ocupării forței de muncă. După cum menționau Blouchoutzi și Nikas (2010), remitențele pot conduce la o reducere a efortului de muncă și, prin urmare, la o reducere a ocupării forței de muncă din perspectiva contribuției la veniturile gospodăriilor emigranților (care trimit sume de bani familiilor din țările de origine, în special economii emergente). Acesta este exact cazul de față, unde o creștere de 1% a remitențelor ar scădea rata ocupării forței de muncă, cu 0,501%.

6. Concluzii

Această lucrare urmărește evoluția unor indicatori macroeconomici importanți pentru UE, analizând schimbările provocate de criză în ultimii ani, și încearcă să afle care variabile afectează rata de ocupare. Am folosit un model de tip panel de date, având în vedere cele 27 de țări membre ale Uniunii Europene.

Un raport al ILO (2012) menționează faptul că la începutul anului 2012 una din trei persoane apte de muncă este fie șomer, fie săracă. Țările cel mai grav afectate, din punctul de vedere al ratei de ocupare, au fost: Irlanda (rata de ocupare a scăzut cu 13,15% în 2010, față de 2007), Letonia (13,18%), Estonia (12,10%), Lituania (10,94%) și Spania (10,67%).

Cel mai grav afectate din punct de vedere al șomajului au fost țările baltice: Lituania, Estonia, Letonia, țări în care rata șomajului a atins în 2010 cote alarmante (peste 16%). Irlanda și Spania au fost, de asemenea, afectate în mod semnificativ, Spania fiind țara care a avut cea mai mare rată a șomajului în Uniunea Europeană în 2010 (20,1%). Mai mult decât atât, în Spania, Irlanda și Grecia, șomajul în rândul tinerilor a atins valori chiar de peste 40%.

Modelul econometric a fost estimat incluzând toate variabilele luate în considerare inițial: rata de ocupare, salariul mediu brut, produsul intern brut, rata șomajului, deschiderea comercială și remitențele. După ce am concluzionat că avem un model cu efecte aleatoare, am obținut estimări robuste, iar din această estimare finală, variabila comerțului a fost exclusă (coeficientul nu a fost statistic semnificativ diferit de 0).

Câștigul salarial anual brut și produsul intern brut au un efect pozitiv asupra ratei de ocupare, în timp ce remitențele au un impact negativ. După cum subliniau Blouchoutzi și Nikas (2010) remitențele pot provoca o reducere a efortului de muncă și, prin urmare, o reducere a ocupării forței de muncă.

Bibliografie

- Apergis, N., Theodosiou, I. (2008). "The Employment –Wage Relationship: Was Keynes right after all?", *American Review of Political Economy*, Vol. 6, No.1, pp 40-50
- Arestis, P., Mariscal, I.B.F. (1994). "Wage Determination in the UK: Further Empirical Results Using Cointegration", *Applied Economics*, Vol. 26, pp. 417-424
- Baltagi, B.H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Lt
- Baum, C.F. (2001). "Residual diagnostics for cross-section time series regression models", *The Stata Journal*, Vol. 1, pp. 101-104
- Blouchoutzi, A., Nikas, C. (2010). "The macroeconomic implications of emigrants' remittances in Romania, Bulgaria and Albania", *Post-Communist Economies*, Vol. 22, No. 4, pp. 547-558
- Cameron, A.C., Trivedi, P.K. (2009). *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press
- Carruth, A., Schnabel, C. (1993). "The Determination of Contract Wages in West Germany", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, pp. 297-310
- Craigwell, R. (2006). "Foreign Direct Investment and Employment in the English- and Dutch-speaking Caribbean", Port of Spain, International Labour Office
- Drukker, D.M. (2003). "Testing for serial correlation in linear panel-data models", *The Stata Journal*, Vol. 3, pp. 168-177
- Eichhorst, W., Escudero, V., Marx, P., Tobin, S. (2010). "The impact of the crisis on employment and the role of labour market institutions", The Institute for the Study of Labor (IZA), *Discussion Paper*, No. 5320
- European Commission (2010). "Trade as a driver of prosperity"
- Greenaway, D., Hine, R., Wright, P. (1999). "An Empirical Assessment of the Impact of Trade on Employment in the United Kingdom", *European Journal of Political Economy*, Vol. 15, pp. 485-500
- Greene, W.H. (2012). *Econometric Analysis*, Seventh Edition, Prentice Hall
- Hiebert, P., Vansteenkiste, I. (2007). "International trade, technological shocks and spillovers in the labour market; A GVAR analysis of the US manufacturing sector", Paper provided by European Central Bank in its series *Working Paper Series*, No. 731
- International Labour Office (ILO) (2012). *Global Employment Trends. Preventing a deeper jobs crisis* (Geneva)
- . 2011. *Global Employment Trends for Youth: 2011 update* (Geneva)

- Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data*, 2nd ed., Cambridge: Cambridge University Press
- Jayanthakumaran, K. (2006). "An empirical assessment of the effects of trade on employment in Australia: 1989/1990-2000/2001", *Economic Papers*, Vol. 25, No. 1, pp. 68-82
- Jenkins, R. (2006). "Globalization, FDI and employment in Viet Nam", *Transnational Corporations*, Vol. 15, No.1, pp. 115-142
- Jenkins, R. (2008). "Trade, Technology and Employment in South Africa", *Journal of Development Studies*, Vol. 44, No. 1, pp. 60-79
- Jenkins, R., Sen, K. (2006). "International Trade and Manufacturing Employment in the South: Four Country Case Studies," Oxford Development Studies, *Taylor and Francis Journals*, Vol. 34, No. 3, pp. 299-322
- León-Ledesma, M., Piracha, M. (2004). "International Migration and the Role of Remittances in Eastern Europe", *International Migration*, Vol. 42, No. 4, pp. 65-83
- Milner, C., Wright, P. (1998). "Modelling Labour Market Adjustment to Trade Liberalisation in an Industrialising Economy", *Economic Journal*, Vol. 108, pp. 509-528
- OECD (2005). "Trade-adjustment Costs in OECD Labour Markets: A Mountain or a Molehill?," *OECD Employment Outlook*, OECD, Paris, pp. 23-72
- Orrenius, P.M., Zavodny, M., Cañas, J., Coronado, R. (2010). "Do remittances boost economic development? Evidence from Mexican States", Research department of Federal Reserve Bank of Dallas, *Working paper*, No. 1007
- Posso, A. (2012). "Remittances and aggregate labor supply: evidence from sixty-six developing nations", *The Developing Economies*, Vol. 50, No.1, pp. 25-39
- Sen, K. (2008). "International Trade and Manufacturing Employment Outcomes in India: A Comparative Study," World Institute for Development Economic Research (UNU-WIDER), *Working Papers*, No. RP2008/87
- Smith, J., Hagan J. (1993). "Multivariate Cointegration and Error Correction Models: An Application to Manufacturing Activity in Australia", *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 40, pp. 184-198
- Suedekum, J., Blien, U. (2004). "Wages and Employment Growth: Disaggregated Evidence for West Germany", Institute for the Study of Labour, *Discussion Paper*, No. 1128