

Florin-Marius PAVELESCU

- coordonator -

Constantin CIUTACU

Luminița CHIVU

Andreea-Clara MUNTEANU

Capitalul uman și performanța economică



ACADEMIA ROMÂNĂ
Institutul Național de Cercetări Economice
INSTITUTUL DE ECONOMIE NAȚIONALĂ

Florin-Marius PAVELESCU (coordonator)
Constantin CIUTACU • Luminița CHIVU • Andreea-Clara MUNTEANU

CAPITALUL UMAN ȘI PERFORMANȚA ECONOMICĂ



ACADEMIA ROMÂNĂ

Institutul Național de Cercetări Economice
Institutul de Economie Națională

Prezentul volum reprezintă varianta revizuită a temei “Capitalul uman - factor al performanței economice”, realizată de Institutul de Economie Națională în cadrul programului național de cercetare CERES-4, Proiectul “Competitivitatea agenților economici din industria prelucrătoare românească în perspectiva integrării în Uniunea Europeană” (Contract de cercetare 4-258/2004).

Contribuția autorilor :

dr. Florin-Marius Pavelescu - coordonator lucrare - capitolele 1, 2, 3 și 4;
dr. Andreea-Clara Munteanu, capitolul 5;
dr. Constantin Ciutacu, capitolul 6;
dr. Luminița Chivu, capitolul 6.

Coediție



CNCSIS: cod 045/2006

București, România

Editor: Valeriu IOAN-FRANC

Redactor: Paula NEACȘU

Coperta: Nicolae LOGIN

Concepție grafică, machetare și tehnoredactare: Victor PREDA

Toate drepturile asupra acestei ediții aparțin Institutului de Economie Națională – IEN.
Reproducerea, fie și parțială și pe orice suport, este interzisă fără acordul prealabil al editorului, fiind supusă prevederilor legii drepturilor de autor.

ISBN 978-973-7885-91-3

Apărut 2007

Florin-Marius PAVELESCU (coordonator)
Constantin CIUTACU • Luminița CHIVU • Andreea-Clara MUNTEANU

CAPITALUL UMAN ȘI PERFORMANȚA ECONOMICĂ

CUPRINS

Capitolul 1. Modele de cuantificare a contribuției capitalului uman la creșterea economică	7
1.1. <i>Funcția de producție Cobb-Douglas</i>	7
1.2. <i>Metode de exprimare a corelației dintre calitatea capitalului uman și creșterea economică</i>	12
1.3. <i>Modele ale creșterii economice endogene</i>	20
Capitolul 2. Extinderea utilizării tehnologiilor informaționale și remodelarea raporturilor cantitative dintre capitalul uman și forța de muncă	24
Capitolul 3. Corelația dintre productivitatea forței de muncă, înzestrarea cu capital uman și ritmul progresului tehnic neîncorporat	40
3.1. <i>Probleme metodologice ale estimării impactului capitalului uman asupra creșterii economice</i>	40
3.2. <i>Factorii de influență ai valorii propriu-zise a progresului tehnic neîncorporat</i>	42
3.3. <i>Analiza stabilității în timp a evoluției înzestrării cu capital uman a forței de muncă</i>	44
3.4. <i>Calculul valorii propriu-zise a elasticității productivității forței de muncă în raport cu înzestrarea cu capital uman</i>	45
3.5. <i>Testarea posibilității de introducere în funcția de producție a factorului timp</i>	46
3.6. <i>Caracteristici ale parametrilor estimați ai modelului $\ln(Y/L) = \ln A_2 + \alpha_2 * \ln(H/L) + \gamma_2 * t$ pentru unele țări europene</i>	49
Capitolul 4. Estimări ale elasticității de substituție dintre segmentul profesiilor manuale și segmentul profesiilor nemanuale al populației ocupate	51
4.1. <i>Probleme metodologice legate de estimarea elasticității de substituție dintre componentele populației ocupate</i>	51
4.2. <i>Intensitatea proceselor de substituție dintre profesiile manuale și cele nemanuale în unele țări europene</i>	54
4.3. <i>Concluzii referitoare la intensitatea substituției dintre segmentul profesiilor manuale și segmentul profesiilor nemanuale în țările europene</i>	67

Capitolul 5. Potențialul uman de cercetare-dezvoltare al economiei românești: evoluții și perspective în context european	69
5.1. <i>Resursele umane angajate în activitatea de cercetare-dezvoltare în Uniunea Europeană</i>	69
5.2. <i>Personalul de cercetare-dezvoltare în România</i>	80
Capitolul 6. Securitatea ocupării, dezvoltarea competențelor și perspectivele în carieră	91
6.1. <i>Securitatea ocupării și dezvoltarea carierei</i>	92
6.2. <i>Dezvoltarea competențelor</i>	103
ANEXE	113
Bibliografie selectivă	122

Capitalul uman reprezintă unul dintre factorii de producție esențiali pentru declanșarea și susținerea proceselor de creștere economică și dezvoltare socială. Dar în funcție de caracteristicile cadrului instituțional național, a modului de organizare a producției și a muncii precum și ale mediului internațional, rolul capitalului uman în susținerea dezvoltării economice și sociale se modifică de la o etapă la alta.

Capitolul 1

Modele de cuantificare a contribuției capitalului uman la creșterea economică

Având în vedere rolul esențial al capitalului uman pentru desfășurarea activității economice, pe măsura derulării proceselor de construire a structurilor industriale de bază și al tranziției spre o societate post-industrială, în plan teoretic s-a acordat o atenție deosebită găsirii unor modele fezabile de cuantificare a contribuției respectivului factor de producție la creșterea economică.

1.1. Funcția de producție Cobb-Douglas

În cadrul metodelor de analiză cantitativă a contribuției factorilor la expansiunea producției de bunuri și servicii, funcțiile de producție ocupă un loc deosebit. Chiar dacă au la bază postulate ale teoriei neoclasice, funcțiile de producție s-au dovedit un concept fezabil, care ulterior a putut fi utilizat și de reprezentanții altor orientări doctrinare.

Având drept scop determinarea raportului optim dintre veniturile lucrătorilor și cele ale patronilor, Cobb și Douglas au propus în 1928 o funcție de producție¹ prin integrarea relației sugerate de teorema lui Euler.

Astfel, se poate scrie:

$$Y = A * K^a * L^b$$

Y = outputul;

A = factorul rezidual (constantă de integrare);

a = elasticitatea outputului în raport cu capitalul fix;

K = valoarea capitalului fix;

b = elasticitatea outputului în raport cu forța de muncă;

L = forța de muncă (numărul de lucrători utilizați).

¹ S. Cobb, P. Douglas - *A Theory of Production*, în: American Economic Review, no.18/1928.

Astfel concepută, funcția de producție satisface o serie de cerințe logice, matematice și economice² și anume:

- a) toate mărimile care sunt avute în vedere trebuie să fie măsurabile;
- b) producția nu se poate realiza fără cheltuieli de resurse;
- c) toate resursele cuprinse în funcția de producție sunt necesare, iar în absența fie și a uneia dintre ele, producția este egală cu zero;
- d) printre argumentele funcției de producție trebuie incluși toți factorii esențiali pentru procesul de producție respectiv (evident, această condiție nu este univocă);
- e) se presupune că resursele sunt într-o măsură sau alta interschimbabile; în cazurile limită ele pot fi complementare, adică se pot afla în proporții strict determinate;
- f) dacă mărimea unei resurse este limitată, atunci producția nu poate crește la infinit;
- g) toate mărimile trebuie să aibă sens economic clar;
- h) funcția de producție trebuie să aibă o justificare statistică corespunzătoare;
- i) se presupune că funcția de producție este continuă și derivabilă (ceea ce este o ipoteză simplificatoare care nu corespunde întotdeauna realității).

Deoarece scopul pentru care a fost concepută prima formă a funcției de producție Cobb-Douglas a fost găsirea unui raport optim de împărțire a rezultatelor producției între muncă și capital, s-a pus condiția $a+b = 1$. Deci, respectiva funcție este omogenă de ordinul 1. Pe această bază se pot calcula trei tipuri de indicatori:

- productivitatea marginală a factorilor de producție:
 - pentru forța de muncă: $\frac{\partial Y}{\partial L} = b * \frac{Y}{L}$
 - pentru capital: $\frac{\partial Y}{\partial K} = a * \frac{Y}{K}$
- accelerația producției în raport cu factorii de producție:
 - pentru forța de muncă: $\frac{\partial^2 Y}{\partial^2 L} = b * (b-1) * (\frac{Y}{L^2})$

² xxx - *Dicționar de matematică și cibernetică în economie*, Editura Științifică și Enciclopedică, București, 1979.

– pentru capital: $\frac{\partial^2 Y}{\partial^2 K} = a * (a - 1) * \left(\frac{Y}{K^2}\right)$

• rata marginală de substituție a factorilor de producție: $\frac{\partial K}{\partial L} = -\left(\frac{b}{a}\right) * \left(\frac{K}{L}\right)$

Deoarece a și b sunt pozitivi dar subunitari, productivitatea factorilor are tendință de creștere pe o traiectorie concavă (legea randamentelor descrescătoare). Pe de altă parte, deoarece forma inițială a funcției Cobb-Douglas poate fi scrisă și sub forma $(Y/L) = A_1 * (K/L)^a$ sau $(Y/K) = A_1 * (K/L)^{-b}$, rezultă că avem de a face **cu o funcție de productivitate** prin intermediul căreia se cuantifică elasticitatea muncii sau a capitalului în raport cu înzestrarea tehnică a muncii.

Ulterior în lucrările lui Douglas au fost relaxate ipotezele referitoare la randamentele de scară (gradul de omogenitate). Drept urmare se poate vorbi de:

I. randamente de scară crescătoare dacă suma elasticităților este mai mare decât unu;

II. randamente de scară descrescătoare dacă suma elasticităților este mai mică decât unu.

De asemenea, a fost extins numărul de factori avuți în vedere (materii prime, energie, servicii pentru producție), putându-se vorbi de funcții de producție KLEM de forma:

$$Y = A * K^a * L^b * E^c * M^d$$

sau KLEMS care se scrie:

$$Y = A * K^a * L^b * E^c * M^d * S^e$$

unde E = consumul energetic;

c = elasticitatea outputului în raport cu consumul energetic;

M = consumul valoric de materii prime și materiale;

d = elasticitatea outputului în raport cu consumul de materii prime și materiale;

s = valoarea consumului de servicii pentru producție;

e = elasticitatea outputului în raport cu consumul de servicii pentru producție.

În perioada interbelică, forma cea mai des utilizată a funcției Cobb-Douglas a fost cea cu randamente de scară constante mai des utilizate din mai multe motive și anume:

- a) relațiile funcționale erau în concordanță cu preceptele orientării neo-clasice, dominante în lumea anglo-saxonă;
- b) primele estimări ale parametrilor funcției au condus la rezultate care au putut fi considerate ca fiind fezabile. (Estimările făcute de Cobb-Douglas referitoare la economia SUA în perioada 1899-1993 au condus la următoarea relație funcțională: $Y = 1,01 * K^{0,27} * L^{0,73}$. În acest fel se aducea o confirmare a faptului că raportul dintre profituri și salariul existent în acel moment în SUA era cel optim);
- c) existența seriilor de date pe perioade relativ îndelungate disponibile la nivel macroeconomic pentru valoarea outputului și a celor doi factori de producție.

În a doua jumătate a anilor '50, în contextul unei creșteri economice susținute și a introducerii de noi tehnologii în aparatul productiv s-a încercat cuantificarea prin intermediul funcțiilor de producție a ritmului progresului tehnic pe două căi:

- a) determinarea legăturii dintre factorul rezidual al funcției de producție și productivitatea totală a factorilor, considerată ca fiind o măsură a ritmului progresului tehnic³;
- b) introducerea în funcția de producție a factorului timp, considerându-se că la nivel macroeconomic progresul tehnic se manifestă în mod continuu.

Drept urmare, funcția de producție devine:

$$Y = A * e^{g*t} * K^a * L^b$$

unde: g = ritmul progresului tehnic neîncorporat;

t = factorul timp.

Progresul tehnic neîncorporat (neutru), exprimat prin parametrul g a fost fie atașat forței de muncă (Solow), fie capitalului fix (Harod), fie considerat ca factor de sine-stătător (Hicks) în funcție de evoluția raportului dintre output și factorii de producție.

Astfel, **progresul tehnic este neutru în sens Solow**, dacă raportul output/muncă se menține constant în condiții de schimbare tehnică atâta timp cât rata salariului rămâne constantă. **Progresul tehnic este neutru în sens Harrod**, dacă raportul output/capital nu se modifică atâta timp cât rentabilitatea capitalului este constantă. **Progresul tehnic este neutru în sens Hicks**, dacă rata de substituție se menține constantă în condițiile

³ R. Solow - *Technical change and aggregate production function*, în: Review of Economics and Statistics, August, 1957.

schimbării tehnice atâta timp cât raportul capital/forță de muncă este constant.

Neutralitățile progresului tehnic prezentate anterior sunt cel mai des utilizate în literatura de specialitate. Dar din punct de vedere teoretic, se pot defini încă multe alte tipuri de neutralitate ale progresului tehnic⁴.

Printre motivele care au determinat utilizarea conceptului de progres tehnic neîncorporat a fost și acela de a limita mărimea factorului rezidual. Inițial, respectivul factor a fost considerat drept o simplă constantă de integrare. Ulterior semnificația factorului rezidual a fost nuanțată de R. Solow. Astfel, valorile estimate au fost considerate ca oferind informații asupra ritmului de creștere a productivității totale a factorilor, sau ca reflectând progresul tehnic neutru în variația sa probabilă⁵.

Și această inovație de natură metodologică a avut inițial succes în sensul că puterea explicativă a unui astfel de tip de funcție de producție a crescut considerabil. Motivul rezidă în faptul că în realitate, dată fiind legătura dintre output și factorul timp, valorile estimate ale progresului tehnic neîncorporat reflectă atât mărimea ritmului de creștere economică, cât și stabilitatea acestuia în timp. În cursul anilor 1950 și 1960, în condițiile unei abundențe relative a resurselor naturale, ale declanșării procesului de industrializare în țări mai puțin dezvoltate și al desăvârșirii acestuia în țări din Europa Occidentală, precum și a influenței altor factori de natură instituțională au favorizat prevalența „paradigmei cererii”, ceea ce a determinat stabilitatea în timp atât a structurii economiei, cât și a ritmului de creștere.

Izbucnirea crizei petrolului de la începutul anilor 1970 și intrarea într-o nouă fază a progresului tehnologic au avut drept consecință contorsionări ale ritmului de creștere economică, precum și modificări sensibile ale structurii pe ramuri. De asemenea, s-a redus importanța înzestrării cu resurse naturale pentru dezvoltarea economiei și a sporit cea a calității capitalului uman.

⁴ Astfel în articolul R. Sato, M. J. Beckman – *Neutral inventions and production functions*, în: *Review of Economic Studies*, nr.35/1968, sunt puse în evidență 16 cazuri de neutralitate a progresului tehnic neîncorporat.

⁵ A. A. Walters - *A note of Economics of Scale*, în: *The Review of Economics and Statistics*, nr. 45/1963, citat după A. Iancu – *Modele de creștere economică și de optimizare a corelației dintre acumulare și consum*, Editura Academiei, București, 1974.

1.2. Metode de exprimare a corelației dintre calitatea capitalului uman și creșterea economică

Cel mai adesea, calitatea capitalului uman este privită prin prisma nivelului educațional sau calificațional al populației active. În articolul publicat de R. Sollow în 1957, chiar dacă forța de muncă este privită ca un factor de producție omogen, se arată că „o parte importantă din ceea ce apare ca o modificare în cadrul funcției de producție reprezintă îmbunătățiri ale calității inputurilor de forță de muncă și implicit rezultatul formării unui capital de tip deosebit”. Această idee nu este cu totul nouă ea fiind prezentă și la A. Smith care, în lucrarea „Avuția națiunilor” publicată în 1776, afirma: „un om educat cu prețul cheltuirii unei munci și a unei perioade de timp pentru orice ocupații, care necesită o extraordinară dexteritate și calificare, trebuie să fie comparat cu o mașină scumpă. Munca pe care el învață să o efectueze este de așteptat să fie remunerată peste salariile acordate pentru muncile obișnuite și astfel i se returnează nu numai totalitatea cheltuielilor efectuate pentru educație, ci și cel puțin un profit normal pentru o formă echivalentă de capital”. De asemenea, A. Marshall arată în „Principii de economie” publicată în 1890 că de fapt „cel mai valoros dintre toate capitalurile este cel investit în oameni”.

Dar acest capital este departe de a fi omogen din cel puțin două motive și anume:

- a) se află în posesia unor indivizi care dețin competențe diferite atât ca domeniu de specializare, cât și ca măiestrie profesională;
- b) dorința de a munci, reflectată de intensitatea muncii pe de o parte și de timpul de muncă prestat pe de altă parte, este diferită în funcție de mediul cultural sau posibilitatea obținerii de venituri din alte surse.

Drept urmare, în 1961, Th. Schultz scria: „contabilizarea indivizilor care pot și doresc să muncească ca o măsură a cantității unui factor de producție nu înseamnă altceva decât a contabiliza numărul de mașini și utilaje de toate tipurile pentru a determina importanța lor economică, fie că acestea reprezintă fluxuri de servicii productive, fie că nu”.¹

Preocupările pentru un studiu mai atent al calității capitalului uman și în primul rând al rolului educației în asigurarea premiselor unei creșteri economice durabile au pornit de la constatarea făcută de G. Becker în lucrarea „Capitalul uman. O analiză teoretică și empirică cu referințe speciale la educație”, a cărei primă ediție a apărut în anul 1964, potrivit căreia foarte puține țări au putut avea perioade de dezvoltare economică

¹ T. W. Schultz – *Investment in Human Capital* în: American Economic Review, nr. 51(1)/ 1961.

susținută fără a fi investit sume considerabile pentru formarea profesională a forței de muncă.

Lucrările lui Th. Schultz și G. Becker reprezintă izvoarele a ceea ce ulterior avea să constituie „teoria capitalului uman”. Scopul inițial al respectivei teorii era de a analiza fenomene explicate insuficient până la acea dată (începutul anilor 1960) de teoria neoclasică în domeniul repartiției salariilor¹. Paradigma sub care se operează este cea a lui *homo oeconomicus*, cu alte cuvinte universalitatea comportamentului de maximizare a utilității. De asemenea se admite ca ipoteză de lucru concurența perfectă pe toate piețele componente ale organismului economic și substituibilitatea factorilor de producție. De aici rezultă că:

- a) diferențele de salarii dintre lucrători nu se pot explica în condiții de echilibru pe piața forței de muncă prin diferențele de productivitate a muncii;
- b) cantitatea de muncă depusă de un individ depinde în mod normal de rata marginală de substituție între timpul de muncă și timpul liber.

Teoria capitalului uman introduce în analiză educația ca factor de creștere a productivității individuale a lucrătorilor. În mod implicit reiese că:

- a) toate acțiunile educative (formale, informale și nonformale) furnizează indivizilor cărora le sunt adresate cunoștințe și aptitudini care ulterior pot fi utilizate în activități economico-sociale remunerate;
- b) pentru participarea la activități educative este necesară mobilizarea de resurse rare (timp pentru pregătire, consum de materiale) și deci asumarea respectivelor acțiuni nu se justifică decât de un câștig salarial suplimentar sau de creșterea și/sau rafinarea consumului.

Pornind de la ipoteza că forța de muncă nu poate fi redusă, ca factor de producție, numai la latura sa cantitativă, E. Denison a utilizat pentru explicarea diferențierii pe țări a ritmului creșterii economice², inputuri extinse de forță de muncă, pentru a releva diferențele calitative din cadrul diferitelor componente ale capitalului uman utilizat la un moment dat în economia unei țări. Pentru aceasta, a fost ajustată evoluția populației ocupate cu numărul de ore lucrate, structură pe sexe, grupe de vârstă și nivele educaționale.

Efectul de diferențiere a rolului caracteristicilor menționate asupra calității capitalului uman a fost estimat prin recurgerea la ponderile salariale.

¹ J. C. Eicher, L. Levy - Garbona et all – *L'économique de l'éducation*, în : Economica, Paris, 1979.

² E. Denison – *Why Growth Rates Differ: Postwar experiences in nine western countries*, The Brookings Institute, Washington DC, 1967.

S-a presupus în principiu că diferențele salariale reflectă diferențele de productivitate a muncii și implicit diferențele calitative ale componentelor capitalului uman agregat.

Prin luarea în considerare a contribuției sectoriale și pe ramuri a numărului de lucrători și a salariilor relative medii se obține un indice al calității componentelor capitalului uman. În ceea ce privește legătura dintre diferențierea salariilor și cea a nivelului educațional se arată că nu există o corespondență perfectă, deoarece salariul poate reflecta nu numai nivelul educațional, ci și o recompensă pentru inteligența și abnegația pusă în slujba organizației, tradiții familiale sau credențialism. Din acest motiv se adoptă o ipoteză *ad-hoc*, respectiv că doar 60% din diferențele salariale dintre segmentul lucrătorilor cu 8 ani de studii și celelalte segmente ale populației ocupate se datorează nivelului educațional.

Legătura dintre numărul de ani de școală și sporul de venituri este pusă în evidență în cadrul unui model elaborat de Mincer¹ și dezvoltat ulterior de Chiswick.² În respectivul model se presupune că nivelul câștigului (W) depinde de numărul de ani de studiu (t), de costul unui an de studiu (C) și de randamentul investiției (r). Deci:

$$W_t = W_{t-1} + rC_t$$

Se observă că educația fiind tratată ca o investiție, respectivului proces i se poate aplica metodologia-standard, adică se poate determina perioada de recuperare a costurilor educaționale sau influența ratelor de actualizare asupra mărimii perioadei de recuperare.

Un neajuns major al modelului este acela că se pleacă de la premisa unor randamente constante în educație. Dacă la aceasta se mai adaugă încă o ipoteză simplificatoare și anume că nivelul costurilor cu educația și pregătirea profesională este egal cu cel al venitului din anul următor, rezultă că venitul obținut după 5 ani de școlarizare (W_5) este egal cu:

$$W_5 = W_0 (1+r)^5$$

unde: W_0 = venitul care ar fi fost obținut dacă nu s-ar fi efectuat ciclul educațional respectiv.

Rezultă că orice prelungire a perioadei de școlarizare ar fi benefică sub aspectul nivelului veniturilor.

¹ J. Mincer – *Schooling, Experience and Earnings*, NBER, New York, 1974.

² B. R. Chiswick – *Interpreting the Coefficients of Schooling in the Human Capital Earning Function*, în: *Journal of Educational Planning and Administration*, no.12 (2)/1998.

Dar unele studii empirice¹ relevă existența unor neliniarități sau randamente descrescătoare din punct de vedere al cursanților în ceea ce privește durata studiilor, ceea ce pune în mod implicit problema optimizării duratei studiilor în funcție de așteptările diferiților indivizi ce compun oferta de forță de muncă.

Pentru a se elimina distorsiunile generate de sistemul de salarizare în evaluarea calității capitalului uman de care dispune o țară, s-au propus ca alternative ajustarea populației ocupate cu numărul de ani de școală. Se ajunge astfel la calcularea unui indicator denumit "stocul de capital uman", exprimat în număr de om-ani de școală. Respectiva soluție este la prima vedere fezabilă și are avantajul de a dispune de baza de date necesară pentru efectuarea calculelor. Se pornește de la premisa că există un randament liniar al prelungirii proceselor de învățare într-un cadru formal. Experiențele practice în foarte multe țări arată că ipoteza existenței unei legături liniare între numărul de ani de școală și calitatea capitalului uman nu se verifică din mai multe motive și anume:

- a) un an de școală suplimentar nu contribuie în mod egal la creșterea calității capitalului uman, aceasta fiind dependentă de modul de organizare a respectivei forme de pregătire. De asemenea, pot exista mari diferențe în ceea ce privește calitatea diferitelor forme de pregătire profesională², determinate nu numai de programele școlare utilizate, ci și de corelațiile care apar în procesul de învățare între cunoștințele predate, exigențele impuse procesului de pregătire și tradițiile locale;
- b) calitatea capitalului uman este dependentă și de modul de testare a cunoștințelor la absolvirea unor forme inferioare de pregătire profesională, pe de o parte, și ratele de pasaj spre forme superioare de pregătire profesională, pe de altă parte. Astfel, studii empirice efectuate încă în cursul anilor 1970 au arătat că procesul de masificare rapidă a învățământului superior în țările occidentale a condus la scăderea calității capitalului uman individual³.

La nivel macroeconomic și social, respectiva afirmație este necesar să fie nuanțată. Astfel, datorită generării unor efecte de mobilitate socială și al creșterii difuziunii pe scară largă a unor cunoștințe sistematizate legate

¹ G. Psacharopoulos – *Returns of Investment in Education, A Global Update*, în: *World Development*, no. 22 (9) 1994.

² Spre exemplu, există evidente diferențe între un an absolvit de un student într-o instituție de învățământ superior și un an absolvit de un cursant la o școală postliceală.

³ J. C. Eicher, L. Levy – Garboua - *Économique de l'éducation*, Economica, PARIS, 1979.

de cele mai recente evoluții în sistemul tehnologic sau științele sociale, pe termen scurt poate apărea o serie de efecte pozitive la nivel macroeconomic sau social, chiar dacă nivelul profesional individual tinde să se reducă. Pe termen lung, însă, persistența fenomenului semnalat anterior este susceptibil să determine importante blocaje în funcționarea pieței forței de muncă, sau susținerea introducerii unor noi tehnologii în cadrul aparatului productiv.

Desigur că într-o economie de piață discordanța dintre structura profesională a ofertei și cea a cererii de forță de muncă are drept consecință apariția șomajului sau a penuriei de resurse umane pentru anumite ramuri sau activități, care la un moment dat nu au un status social care să stimuleze atragerea de noi cohorte de persoane active. Sesizarea acestor dezechilibre pe piața forței de muncă are pe termen lung consecințe deloc neglijabile asupra raportului dintre cererea și oferta de învățământ. Ca urmare a manifestării unui *feed-back* între situația de pe piața forței de muncă, ritmul estimat al inovării și introducerii de noi tehnologii în cadrul aparatului productiv, precum și a caracteristicilor aspirațiilor de realizare profesională și integrare socială, se pot identifica "cicluri ale cererii de învățământ", mai cu seamă în cazul profesiilor cu un grad ridicat de calificare¹.

O altă modalitate de determinare a calității capitalului uman o poate constitui volumul absolut al cheltuielilor efectuate de autoritățile publice pentru educație sau procentajul din PIB sau PNB alocat pentru acest scop². Se pornește de la ipoteza că există un randament liniar al cheltuielilor destinate formării de capital uman, ceea ce poate să nu corespundă întru totul realităților economice și sociale. Tot pentru măsurarea calității inputurilor educaționale au mai fost propuși ca indicatori: numărul de elevi și/sau studenți care revine la un profesor, salariul mediu al profesorilor sau lungimea anului de studiu³. Dar aceste cuantificări ale eforturilor (inputurilor) făcute pentru realizarea și consolidarea educației populației active nu determină automat o creștere a nivelului de cunoștințe și deprinderi profesionale. Eficiența cu care sunt utilizate diferitele inputuri educaționale este determinată de un număr mare de factori, în special de natură instituțională, cum sunt: sistemul de examinare și atestare a cunoștințelor

¹ C. R. McConnell, S. L. Brue - *Contemporary Labor Economics*, McGraw-Hill Company, New York, 1986.

² R. J. Barro, X. Sala-i-Martin - *Economic Growth*, McGraw-Hill Company, New York, 1995.

³ R. J. Barro, J. W. Lee - *International Measures of Schooling Years and Schooling Quality*, în: *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, no.86(2) /1996.

însușite, gradul de autonomie, intensitatea concurenței dintre instituțiile de învățământ¹.

Pentru a se cuantifica nivelul calitativ al capitalului uman apare necesar să se ia în considerație nu numai eforturile făcute, ci și nivelul cunoștințelor profesionale relevat prin testarea directă a cunoștințelor fundamentale². Chiar dacă respectivele teste aduc un plus de cunoaștere în ceea ce privește competența profesională, ele nu înseamnă rezolvarea integrală a problemei. Utilizarea eficientă a capitalului uman este condiționată nu numai de nivelul de cunoaștere în domeniul științelor fundamentale, ci și de abilitățile practice sau spiritul antreprenorial.

În concluzie, se poate arăta că prin ajustarea calitativă a capitalului uman se crează premisele relevării impactului pozitiv pe care diferitele forme de educație sau experiența dobândită în muncă le au pentru sporirea eficienței utilizării forței de muncă și adaptarea la modificările care apar în mediul economic sau/și aparatul productiv. Respectiva soluție este una care “stilizează” o parte a caracteristicilor ofertei de forță de muncă în cadrul modelelor de creștere economică, dar nu este scutită de unele inconveniente. Și aceasta deoarece nu toate trăsăturile caracteristice ale capitalului uman, care contribuie în mod direct sau indirect la performanța economică a unei țări într-o anumită perioadă, pot fi lesne cuantificate. De multe ori indicatorii de determinare a calității capitalului uman au fost construiți pornindu-se “mai mult de la ceea ce se poate măsura și mai puțin de la ceea ce este dezirabil de a se cuantifica”.³

Așa cum sunt actualmente utilizați, respectivii indicatori au avut o serie de efecte pozitive dintre care se pot aminti:

- a) stimularea interesului pentru absolvirea unei forme de pregătire profesională cât mai înaltă și în mod indirect procesele de mobilitate

¹ L. Wossman - *Schooling and the Quality of Human Capital*, Springer Verlag, Berlin, 2002.

² Procedura standard, dezvoltată încă din anii 1960 în SUA, prevede pentru profesiile care necesită studii superioare testarea grupurilor-țintă în ceea ce privește nivelul cunoștințelor în domeniul matematicii și al științei care constituie elementul fundamental al profesiei pentru care se efectuează cercetarea. Testele sunt notate și pe această bază se obțin indici sintetici ai nivelului calitativ al pregătirii profesionale ai respectivului eșantion. Apoi se pot realiza comparații atât în spațiu (la nivel regional, național sau internațional) cât și în timp, pentru a se vedea evoluția calificărilor diferitelor generații care alcătuiesc populația activă și al unor schimbări sensibile ale tehnologiilor utilizate.

³ Xxx - *Human capital investment. An international comparison*, OECD, Paris, 1998.

socială și sporirea respectului pentru mediul universitar și membrii corpului didactic;

- b) se induce ideea că pentru a beneficia de binefacerile aduse de implementarea pe o scară tot mai extinsă a tehnologiilor informaționale este necesar un proces de învățare continuă.

Dar teoria capitalului uman, mai cu seamă în contextul unui mediu economic și social tot mai dinamic și mai turbulent, ca urmare a extinderii fenomenelor circumscrise globalizării și apariției unor noi restricții legate de accesul la resursele naturale și de modificările climatice, începe să își arate o serie de limite. Astfel, metodologia de evaluare a eficienței investițiilor făcute pentru îmbunătățirea capitalului uman se utilizează în mod nediferențiat atât la nivelul indivizilor, cât și la nivelul colectivităților. Capitalul care este avut în vedere nu este unul cu particularități specifice, ci unul standard, foarte apropiat de capitalul financiar. De aici rezultă o îngustare apreciabilă a însuși conceptului de “capital uman”, a cărui evoluție este văzută doar pe termen scurt.

Punerea accentului numai pe datele care relevă doar nivelul educației formale conduce la ignorarea unor factori care modelează calitatea capitalului uman pe parcursul vieții active a unei persoane. Pe măsură ce o persoană înaintea în vârstă are loc un proces de acumulare de capital uman ca urmare a experienței profesionale (*learning by doing*) sau a absolvirii unor forme de pregătire informală, concomitent cu un proces de depreciere a unor cunoștințe și deprinderi dobândite în cursul frecventării unor forme “clasice” de pregătire profesională.

Un alt factor care determină randamentul diferitelor forme de pregătire profesională este mediul economic și social concret în care sunt puse în operă diferitele capitaluri umane individuale. Cu alte cuvinte, capitalul uman acționează în contextul unui capital social. Prin “capital social” se înțelege ansamblul de instituții, relații și norme care modelează calitatea și cantitatea interacțiunilor dintr-o societate¹. Capitalul social² nu reprezintă suma

¹ T. Schuller - *Social and human capital : The search for appropriate technomethodology*, publicat în: Policy Studies, Vol. 21, No.1/2000.

² Capitalul social reprezintă un concept relativ nou în gândirea economică și sociologică. Primele lucrări în domeniu au apărut în anii 1980. Astfel, Boudieu în capitolul *The forms of Capital* din lucrarea: J.C.Richarson (ed.) *Hand book of Theory of Research for Sociology of Education*, Itacha, Greenwood, 1986, include capitalul social printre cele trei forme fundamentale de capital, alături de cele mai cunoscute forme de capital economic și cultural. Se arată că volumul de capital social deținut de un actor economic sau social este constituit de “dimensiunea rețelei de conexiuni pe care acesta o poate mobiliza în mod efectiv, precum și de volumul de capital (economic,cultural și simbolic) deținut în propriul său drept de

instituțiilor care există la un moment dat în societate, ci liantul care le unește și asigură coerența acțiunii diferitelor categorii sociale cu interese nu întotdeauna convergente. Drept urmare, capitalul social se manifestă sub multiple aspecte dintre care pot fi enumerate :

- a) **asocieri orizontale** între persoane, care constau în rețele sociale și norme asociate care au efecte asupra potențialului economic și a bunăstării respectivei comunități;
- b) **legături** care transcend diviziunile de natură economică, religioasă sau etnică existente la un moment dat în societate;
- c) **mediul social și politic care modelează organismul social** și permite normelor să se dezvolte și să fie aplicate.

Rezultă deci că, fiind mai mult o proprietate a comunităților sau/și a națiunilor, capitalul social este atât cauză cât și efect,¹ constituindu-se ca una dintre variabilele explicative ale performanțelor economice și sociale.

Susținătorii conceptului de “capital social” prin studiile empirice realizate aduc argumente în favoarea ideii că o creștere sensibilă a volumului de capital uman, măsurat prin metodele convenționale nu conduce în mod automat la păstrarea sau dezvoltarea capitalului social relevant de nivelul angajamentului civic.²

Introducerea în analiză a corelației dintre capitalul social și capitalul uman relevă faptul că focalizarea atenției numai asupra unor caracteristici, este drept de natură calitativă, a ofertei de forță de muncă poate genera o serie de neajunsuri majore atât în planul analizei cât și al formulării de politici referitoare la îmbunătățirea funcționării pieței forței de muncă. Adoptarea ipotezei conform căreia capitalul uman reprezintă un atribut individual poate conduce la un puternic stimulent pentru dobândirea de

fiecare dintre cei cu care actorul respectiv este conectat.

J. Coleman, în lucrarea *Social Capital in the Creation of Human Capital*, publicată în *American Journal of Sociology*, Vol. 94/1988, definește capitalul social prin prisma funcțiilor sale, respectiv: a) nivelul de încredere, b) informația, c) normele și sancțiunile. Pentru a-și demonstra din punct de vedere empiric argumentația teoretică autorul analizează variabilitatea performanțelor școlare în corelație cu mediul social din care provin elevii. Se ajunge la concluzia că elevii care provin din familii mai sărace dar cu mai puternice legături dintre familie și școală obțin rezultate mai bune decât elevii care aparțin unor familii bogate, dar care nu manifestă interes pentru stabilirea unor relații stabile cu unitățile de învățământ.

¹ A. Portes - *Social Capital: Its origins and application to modern sociology*, în: *American Review of social Sciences*, No. 24/1998.

² R. Putman - *Bowling Alone America's declining social capital*, în: *Journal of Democracy*, vol. 60 no.1/1995.

cunoștințe și calificări de un nivel ridicat, dar care ulterior să nu poată fi utilizate pentru că nu sunt cunoscute în mod clar modalitățile prin care respectivele competențe sunt asimilate și ulterior încorporate în activitățile utile din punct de vedere economic și social.

Din aceste motive este necesar să se ia în considerație corelațiile care apar între cererea și oferta de forță de muncă în contextul existent la un moment dat în economie și societate.

1.3. Modele ale creșterii economice endogene

Extinderea utilizării noilor tehnologii în cadrul aparatului productiv pe parcursul anilor 1980 nu a rămas fără urmări în plan metodologic în teoria creșterii economice. S-a încercat o adaptare la noile realități a unor concepte mai vechi, de sorginte neoclasică. Astfel, s-a adus o serie de argumente în favoarea ideii că procesul de creștere economică pe termen lung este în principal un rezultat al dezvoltării resurselor umane și acumulărilor tehnologice¹. În consecință, ritmul de dezvoltare al unei țări și implicit participarea sa eficientă la circuitul economic internațional este, printre alți factori, și un rezultat al modului în care sunt efectuate investițiile pentru crearea și dezvoltarea capitalului uman și a bazei tehnologice.

Abordarea acumulării tehnologice rămâne însă doar la nivel formal, activitățile de cercetare-dezvoltare fiind văzute ca orice alte activități comerciale, cu alte cuvinte supuse paradigmei maximizării profitului. Se pornește de la premisa că decizia de specializare într-un anumit domeniu al cercetării-dezvoltării este în strânsă corelație cu înzestrarea cu factori, iar alocarea resurselor pentru respectivele activități este modelată de forțele pieței.

În unele studii² intervenția guvernamentală pentru promovarea cercetării-dezvoltării și inovării este socotită ca un factor care determină

¹ Irfan ul Haque et al – *Trade, technology and international competitiveness*, EDI Development Studies, World Bank, Washington, 1995.

² Astfel, G. N. Grossman și E. Helman, în lucrarea *Innovation and Growth*, MIT Press, Cambridge, Mass, 1991, arătau că, la o primă vedere, ar fi de dorit să se desfășoare activități subvenționate de cercetare-dezvoltare deoarece astfel s-ar genera pe plan național o creștere de productivitate, care altfel nu ar avea loc. Dar în fapt, această politică determină risipirea unor resurse la nivel mondial, cel puțin în perioada de reducere a decalajelor dintre țările cele mai dezvoltate și cele angajate în eforturi coerente de creștere economică. Ineficiența care apare în activitatea de cercetare științifică la nivel mondial se va traduce ulterior în pierderi de output și deci ulterior toate statele participante la circuitul economic internațional vor avea de suferit.

frânarea ritmului de creștere economică. Dar poziția prezentată anterior este în multe privințe criticabilă.

Astfel, activitatea de cercetare-dezvoltare, fiind expusă unor riscuri cu mult mai ridicate decât alte activități economice, generează rezultate incerte și din acest motiv nu poate fi evaluată doar în termenii legilor care modelează minimizarea costurilor, chiar dacă în actualul mediu economic generarea de profit constituie unul dintre motivele care este luat în considerare de managerii unităților de cercetare-dezvoltare și inovare. În multe cazuri inițierea și apoi consolidarea unor astfel de activități are o serie de efecte pozitive, dintre care se pot aminti :

- a) reducerea gradului de monopolizare a unor ramuri economice;
- b) generarea de curbe ale învățării în țări sau regiuni mai puțin dezvoltate;
- c) crearea capacităților de adaptare rapidă a tehnologiilor transferate de corporațiile transnaționale la specificul economic social și cultural al țării-gazdă.

Comparativ cu modelul devenit „clasic” al lui R. Solow, în cadrul teoriei creșterii economice endogene s-a insistat tot mai mult asupra faptului că factorii de producție nu sunt omogeni, respectiv diferitele lor componente contribuie în mod diferit la generarea și susținerea dezvoltării economice. Datorită unei multitudini de cauze, în principal de natură instituțională și economică, componentele populației ocupate își aduc contribuții sensibil diferite la procesul de dezvoltare economică. În epoca tehnologiilor informaționale creșterea ponderii lucrătorilor calificați condiționează într-o tot mai mare măsură obținerea unor rate înalte ale expansiunii PIB.

Pornind de la aceste evidențe în teoria schimbării tehnologice endogene¹ și ulterior a creșterii economice endogene², se optează pentru segmentarea populației ocupate în capital uman (personalul cu înaltă calificare) și forță de muncă (lucrători cu nivel de calificare redus și mediu). Se presupune că oferta de forță de muncă și respectiv de capital uman este constantă.

Produsul final (Y) este exprimat ca o funcție de forța de muncă (L), capitalul uman (H) și capitalul fizic (KF).

¹ P. Romer - *Endogenous technological change*, în: Journal of Political Economy, vol. 98, nr. 5/1998.

² Ph. Aghion, P. Howitt - *Endogenous Growth Theory*, MIT, Press, 1998. P. Romer - *Endogenous technological change*, în: Journal of Political Economy, vol. 98, nr. 5/1998.

Capitalul fizic reprezintă suma unui mare număr de bunuri de folosință îndelungată. Drept urmare se ajunge la o funcție de tip Cobb-Douglas cu randamente de scară constantă de forma:

$$1. \quad Y = H^{\alpha} * L^{\beta} * (KF)^{1-\alpha-\beta}$$

$$\text{unde: } KF = \sum_{i=1}^n X_i$$

Această funcție de producție se diferențiază de funcția de producție „neoclasică” prin ipoteze referitoare la substituibilitatea diferitelor tipuri de capital fizic. Astfel, în concepția schimbării tehnice endogene elementele capitalului fizic sunt aditiv-separabile. În schimb, în concepția neoclasică se presupune că substituția se poate realiza pentru oricare dintre factorii de producție.

Creșterea stocului de capital fizic este, în viziunea adepților schimbării tehnice și a creșterii economice endogene, un consum amânat. De asemenea, pentru a se facilita analiza la nivel macroeconomic agregat, variabilele discrete X_i aferente capitalului fizic sunt tratate ca variabile continue definite într-un spațiu vectorial cu n dimensiuni. Funcția de producție se poate exprima:

$$2. \quad Y = H^{\alpha} * L^{\beta} * \int_0^{\infty} X_i^{1-\alpha-\beta} dX_i$$

Dacă se notează $KF = \int_0^{\infty} X_i^{1-\alpha-\beta} dX_i$ se poate scrie:

$$3. \quad \frac{Y}{KF} = \left(\frac{H}{KF}\right)^{\alpha} * \left(\frac{L}{KF}\right)^{\beta}$$

ceea ce este echivalent cu:

$$4. \quad \frac{Y}{L} = \left(\frac{H}{L}\right)^{\alpha} * \left(\frac{KF}{L}\right)^c$$

unde: $c = 1 - \alpha - \beta$

Cu alte cuvinte nivelul productivității forței de muncă este dependent de înzestrarea respectivului factor de producție cu capital uman și capital fizic, dar și de eficiența cu care sunt utilizate cele două tipuri de capital. **Scopul modelului prezentat anterior este de a sublinia rolul inovării și al personalului de înaltă calificare în asigurarea unei creșteri economice durabile.**

O altă posibilitate de evidențiere a corelației dintre performanța macroeconomică și mobilitatea structurii profesionale a populației ocupate

este utilizarea funcției de producție cvasiomogene¹. Se adoptă ipoteza că toți factorii de producție sunt omogeni, cu excepția unuia singur. Factorul de producție neomogen este alcătuit din două elemente între care există relații de substituție. Pe această bază se poate construi o funcție de producție care reprezintă în fapt o combinație între funcția Cobb-Douglas și funcția CES. Dacă se consideră că populația ocupată se poate segmenta în capital uman (H) și forță de muncă (L), funcția de producție se poate scrie:

$$\ln Y = \ln A_n + \sum_{i=1}^{n-1} \lambda_i * \ln KF_i - \frac{\mu * \sigma}{\sigma - 1} * \ln(\delta * L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \delta) * H^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})$$

unde Y ; KF_i ; L și H au semnificațiile menționate anterior.

A_n = factorul rezidual;

λ_i = elasticitatea outputului în raport cu factorul de producție omogen K_i ;

δ = contribuția forței de muncă la obținerea outputului;

σ = elasticitatea de substituție între cele două componente ale populației ocupate avute în vedere;

μ = randamentul de scară al celor două componente ale populației ocupate.

De menționat că segmentarea populației ocupate în capital uman și forță de muncă nu este singura posibilă. Astfel, respectivul factor de producție poate fi divizat în profesii nonmanuale (LW) și profesii manuale (LB). Ceea ce este important în acest cadru conceptual este stabilirea componentei care substituie și a componentei care este substituită.

Componenta care are tendința să își crească ponderea în cadrul populației ocupate reprezintă factorul care substituie, în timp ce componenta care își reduce ponderea reprezintă factorul substituit. Este de notat că, dacă se adoptă ipoteza elasticității de substituție unitară între capitalul uman și forța de muncă, se ajunge la o funcție de producție de forma:

$$5. \quad \ln Y = \ln A_n + \sum_{i=1}^{n-1} \lambda_i * \ln(KF)_i + \alpha_n * \ln L + \beta_n * \ln H$$

¹ E. Panas - *Almost homogenous production functions. A theoretical and empirical analysis with special emphasis on labour input. The case of Swedish manufacturing industry*, Almqvist Wiksell Tryckert, Uppsala, 1987.

Capitolul 2

Extinderea utilizării tehnologiilor informaționale și remodelarea raporturilor cantitative dintre capitalul uman și forța de muncă

Testarea modelelor de creștere economică menționate anterior în cazuri concrete este puternic condiționată de existența unor baze de date referitoare la partajarea populației ocupate în capital uman și forță de muncă. Definirea capitalului uman în modelele de creștere endogenă este destul de vagă. Se insistă asupra rolului pe care personalul angajat în activitățile de cercetare științifică îl are asupra durabilității creșterii economice. Dar capitalul uman de care dispune o țară nu poate fi redus numai la respectiva categorie de personal din mai multe motive printre care se pot aminti:

- a) proporția redusă pe care activitatea de cercetare-dezvoltare și inovare o deține în totalul populației ocupate¹;
- b) există și alte categorii de personal cu rol esențial în asigurarea premiselor creșterii economice în ritm susținut și promovarea dezvoltării sociale.

Din motive pragmatice este necesar să se aibă în vedere și criteriile de grupare pe profesii a persoanelor ocupate în bazele de date statistice. Dar și în acest mod de abordare a rolului capitalului uman în susținerea creșterii economice există o serie de impedimente legate de faptul că, în timp, datorită transformării substanțiale a tehnologiilor utilizate în cadrul aparatului productiv, precum și a mediului economic și social, în ultimii 40-50 de ani, *Clasificarea profesiilor*, adoptată de Organizația Internațională a Muncii, a suferit o serie de modificări majore.

Astfel, în clasificarea adoptată în 1958 (caseta nr. 1) profesiile civile erau repartizate în 10 grupe majore și 70 de grupe minore. În primele 4 grupe (0 – 3) au fost cuprinse activitățile nemanuale ("gulerile albe"). În acest context au fost rezervate grupe majore pentru cadrele de conducere, funcționarii de birou și lucrătorii comerciali. Profesiile liberale, cele legate de activități științifice, precum și tehnicienii, au fost incluse într-o singură grupă majoră.

¹ Datele publicate de EUROSTAT arată că la nivelul Uniunii Europene în anul 2003 personalul angajat în activități de cercetare-dezvoltare era de 1.44%, iar în România de 0.48%.

Caseta nr. 1**Clasificarea internațională standard a profesiilor - 1958**

Grupa majoră 0 – persoane care exercită o profesie liberală, tehnicieni și asimilați cu 12 grupe minore;

Grupa majoră 1 – directori și cadre administrative superioare cu 2 grupe minore;

Grupa majoră 2 – functionari de birou cu 3 grupe minore;

Grupa majoră 3 – lucratori comerciali cu 4 grupe minore;

Grupa majoră 4 – agricultori, pescari, vânători, silvicultori și asimilați cu 5 grupe minore;

Grupa majoră 5 – mineri, lucrători în cariere și asimilați cu 4 grupe minore;

Grupa majoră 6 – lucratori în transporturi și comunicații cu 10 grupe minore;

Grupa majoră 7-8 – meseriași, operatori în procesele de producție și lucrători manuali necuprinși în altă categorie profesională cu 20 de grupe minore;

Grupa majoră 9 – lucratori specializați în servicii, sport și activități recreative, cu 10 grupe minore;

Grupa majoră X – persoane care nu pot fi clasificate după profesie (3 cazuri: persoane în căutarea unui loc de muncă, lucrători care în legătură cu profesia au făcut declarații imprecise sau insuficiente și lucrători care nu au declarat nicio profesie).

Total grupe minore de profesii civile = 70.

Profesiilor manuale ("gulerile albastre") le-au fost rezervate 6 grupe majore. S-au avut în vedere principalele ramuri ale producției materiale din acea perioadă, respectiv agricultură, silvicultură și piscicultură, industria extractivă, transporturi – telecomunicații. Profesiile manuale din industria prelucrătoare, sectorul energetic și construcții au fost reunite în grupa 7 – 8 "meseriași și operatori în procesele de producție și lucrători manuali necuprinși în altă categorie profesională". De asemenea, a fost rezervată o grupă majoră specială pentru lucrătorii specializați în servicii.

Revizuirea din 1968 a avut drept consecință acordarea unei mai mari atenții profesiilor științifice, tehnice și liberale, cărora le-a fost rezervată o grupă majoră dublă (caseta nr. 2). În cadrul acesteia au fost concepute 18 grupe minore. Primele 9 grupe minore, notate cu 01 – 09, erau rezervate

profesiilor științifice și tehnice, iar următoarele 9 grupe minore, notate 11-19, făceau referire la profesiunile liberale.

Caseta nr. 2

Clasificarea internațională standard a profesiilor - 1968

Grupa majoră 0/1 – profesii științifice, tehnice, liberale și asimilate (cu 9 grupe minore pentru profesii științifice și tehnice și 9 grupe minore profesii liberale);

Grupa majoră 2 – directori și cadre administrative superioare cu 2 grupe minore;

Grupa majoră 3 – functionari de birou și personal asimilat cu 10 grupe minore;

Grupa majoră 4 – lucratori comerciali cu 7 grupe minore;

Grupa majoră 5 – lucrători specializați în servicii cu 10 grupe minore;

Grupa majoră 6 – agricultori, zootehniști, lucrători forestieri, pescari și vânători cu 5 grupe minore;

Grupa majoră 7/8/9 – muncitori și operatori neagricoli și conducători de mijloace de transport cu 30 grupe minore;

Grupa majoră X – persoane care nu pot fi clasificate după profesie (3 cazuri: persoane în căutarea unui loc de muncă, lucrători care în legătură cu profesia, au făcut declarații imprecise sau insuficiente și lucrători care nu au declarat nicio profesie).

- Forțele armate

Total grupe minore de profesii civile = 82.

Pe de altă parte, s-a renunțat la grupele majore consacrate, lucrători manuali din industria extractivă și transporturi – comunicații. Respectivul profesii au fost incluse într-o grupă majoră triplă (7 – 8 – 9 “muncitori și operatori neagricoli și conducători de mijloace de transport”). Totodată a crescut numărul de grupe minore aferente profesiilor civile de la 70 la 82.

Modificările aduse clasificării profesiilor reflectă reducerea importanței unor activități în care munca manuală deținea un loc deosebit, cum este industria extractivă, creșterea importanței profesiilor nemanuale cu pregătire superioară, precum și adâncirea diviziunii muncii.

Impactul deosebit de puternic pe care apariția și apoi penetrarea pe o scară tot mai extinsă în cadrul organismului social a tehnologiilor informaționale a impus o revizuire majoră a clasificării internaționale a profesiilor în anul 1988. Astfel, este subliniată importanța managerilor de toate tipurile

și a specialiștilor prin faptul că acestor categorii de profesii le sunt rezervate primele două grupe majore. De asemenea, este pus în evidență rolul tehnicienilor (maiștrilor) în desfășurarea în bune condiții a procesului de producție prin includerea acestei categorii profesionale în grupa majoră 3 (caseta nr. 3).

Caseta nr. 3

Clasificarea internațională standard a profesiilor – 1988

Grupa majoră 1 – membri ai corpului legislativ, ai executivului, înalți conducători ai administrației publice, conducători și funcționari superiori din întreprinderi și instituții

Subgrupa majoră 11 – membri ai corpului legislativ, ai executivului, înalți conducători ai administrației publice cu 4 grupe minore;

Subgrupa majoră 12 – directori de societăți mari cu 3 grupe minore;

Subgrupa majoră 13 – conducători de societăți mici cu 1 grupă minoră;

Grupa majoră 2 - specialiști, profesii intelectuale și științifice

Subgrupa majoră 21 – specialiști în științe fizice, matematice și tehnice cu 4 grupe minore;

Subgrupa majoră 22 – specialiști în științele vieții și ale sănătății umane cu 3 grupe minore;

Subgrupa majoră 23 – specialiști în învățământ cu 5 grupe minore;

Subgrupa majoră 24 – alte profesii intelectuale și științifice cu 6 grupe minore;

Grupa majoră 3 - tehnicieni

Subgrupa majoră 31 – tehnicieni în domeniul științelor fizice și tehnice cu 5 grupe minore;

Subgrupa majoră 32 – tehnicieni în domeniul științelor vieții și ale sănătății cu 4 grupe minore;

Subgrupa majoră 33 – tehnicieni în domeniul învățământului cu 4 grupe minore;

Subgrupa majoră 34 – alți tehnicieni cu 8 grupe minore;

Grupa majoră 4 – funcționari administrativi

Subgrupa majoră 41 – funcționari de birou cu 5 grupe minore;

Subgrupa majoră 42 – funcționari de recepție, la ghișee, casieri și asimilați cu 2 grupe minore;

Grupa majoră 5 – lucrători comerciali și în servicii

Subgrupa majoră 51 – personal pentru servicii personale, pentru pază și securitate cu 6 grupe minore;

Subgrupa majoră 52 – manechine, vânzători și prezentatori de produse cu 3 grupe minore;

Grupa majoră 6 – agricultori și lucrători calificați în agricultură și piscicultură

Subgrupa majoră 61 – agricultori și lucrători calificați în producția agricolă și piscicolă destinată pieței, cu 5 grupe minore;

Subgrupa majoră 62 – agricultori și lucrători calificați în agricultură și piscicultură de subzistență cu 1 grupă minoră;

Grupa majoră 7 – meseriași și lucrători în meserii de tip artizanal

Subgrupa majoră 71 – meseriași și lucrători în industria extractivă și construcții cu 4 grupe minore;

Subgrupa majoră 72 – meseriași și lucrători în metalurgie, construcții mecanice și asimilați cu 4 grupe minore;

Subgrupa majoră 73 – meseriași și lucrători în mecanica de precizie, meserii de artă și imprimărie cu 4 grupe minore;

Subgrupa majoră 74 – alți meseriași și lucrători în meserii de tip artizanal cu 4 grupe minore;

Grupa majoră 8 – operatori pe instalații și mașini și lucrători pentru asamblări

Subgrupa majoră 81 – operatori pe instalații și materiale fixe și asimilați cu 7 grupe minore;

Subgrupa majoră 82 – operatori pe mașini și lucrători pe liniile de asamblare cu 9 grupe minore;

Subgrupa majoră 83 – conducători de vehicule și de instalații de ridicat și de manipulat cu 4 grupe minore;

Grupa majoră 9 – lucrători necalificați

Subgrupa majoră 91 – funcționari necalificați în servicii și comerț cu 6 grupe minore;

Subgrupa majoră 92 – manipulanți în agricultură, piscicultură și asimilați cu 1 grupă minoră;

Subgrupa majoră 93 – manipulanți în mine, construcții, lucrări publice, industria prelucrătoare și transporturi cu 3 grupe minore;

Grupa majoră 0 – forțele armate

Total subgrupe majore de profesii civile = 29

Total grupe minore de profesii civile = 116

În ceea ce privește profesiile manuale, se remarcă renunțarea la alcătuirea de grupe majore legate de ramuri de activitate, cu excepția lucrătorilor agricoli. Lucrătorii manuali calificați din ramurile neagricole sunt repartizați în funcție de specificul muncii în cadrul a două grupe majore rezervate meseriașilor și lucrătorilor în meserii de tip artizanal (grupa majoră 7) și operatorilor pe mașini și instalații (grupa majoră 8). Ultima grupă majoră este rezervată lucrătorilor necalificați. Astfel construite, grupele majore permit nu numai reliefarea principalelor caracteristici ale profesiilor în cadrul actualei faze a progresului tehnologic, ci și ierarhizarea acestora în funcție de nivelul de pregătire profesională necesar. În contextul adâncirii diviziunii muncii și pentru a se respecta principiile clasificării zecimale, s-a introdus un număr de 28 de subgrupe majore ca verigă intermediară între grupele majore și grupele minore. Totodată numărul de grupe minore a crescut la 116¹.

Avându-se în vedere clasificarea internațională standard a profesiilor din 1988 (ISCO – 88) și recomandările Uniunii Europene în acest domeniu (ISCO – 88 COM), în România s-a elaborat încă de la mijlocul anilor 1990 *Clasificarea ocupațiilor* (COR). Comparativ cu ISCO – 88 în ISCO – 88 (COM) există mai puține subgrupe majore (27) și respectiv grupe minore (111). Față de ISCO – 88 (COM) în COR² există mai multe grupe minore, respectiv 125. Grupele minore suplimentare sunt cele atribuite inginerilor și respectiv tehnicienilor în textile, pielărie și industria alimentară (grupele 215 și 316) și în industria lemnului și a materialelor de construcții (grupele 216 și 317). De asemenea, au fost constituite 11 grupe minore distincte pentru cercetători și asistenți de cercetare (grupele 248 – 258).

Modificările substanțiale operate în clasificarea internațională standard a profesiilor reflectă de fapt profunde transformări operate în ultimii 30 – 35 de ani în aparatul productiv și în mediul economic, precum și implicit apariția unor noi profesii și modificarea conținutului muncii sau chiar dispariția unor profesii existente la un moment dat. Creșterea numărului de grupe minore are atât avantaje cât și dezavantaje. Pe de o parte se pune mai bine în evidență diversificarea tipurilor de activități și a conținutului

¹ Chiar dacă revizuirea din 1988 a Clasificării Internaționale Standard a Profesiilor (ISCO) a constituit o certă îmbunătățire a reflectării în cadrul aparatului statistic a lumii deosebit de complexe a meseriilor și profesiilor, în decursul următorilor 15 ani evoluțiile rapide ale mediului economic impun o serie de corecții în respectivel cadru metodologic. În acest sens la Conferința Internațională a Statisticienilor din Domeniul Forței de Muncă (Geneva, decembrie 2003) au fost înaintate spre dezbateri mai multe propuneri, care ar putea conduce la o nouă revizuire a ISCO în anul 2008.

² *** - *Clasificarea ocupațiilor din România*, Editura Lumina Lex, București, 2000.

muncii categoriilor de personal ce compun populația ocupată¹. Pe de altă parte existența unui mare număr de grupe minore reprezintă un impediment în elaborarea unor studii de sinteză privind evoluția structurilor profesionale.

Din aceste motive, în analizele referitoare la tendințele repartiției populației ocupate pe nivele calificaționale, cele 9 sau eventual 10 grupe majore sunt reunite pe baza îmbinării a două criterii, respectiv:

- a) caracterul manual sau nemanual al profesiei;
- b) nivelul calificațional relativ ridicat sau scăzut al profesiiilor.

În aceste condiții rezultă 4 reuniri de grupe majore de profesii:

A) profesii nemanuale cu un grad ridicat de calificare în care sunt incluse grupele majore 1, 2 și 3, respectiv managerii de toate tipurile, specialiștii și tehnicienii;

B) profesii nemanuale cu un grad mediu de calificare în care sunt incluse grupele majore 4 și 5, respectiv funcționarii administrativi și lucrătorii în comerț și servicii;

C) profesii manuale cu un grad ridicat și mediu de calificare în care sunt incluse grupele majore 6, 7 și 8, respectiv agricultorii și lucrătorii calificați din agricultură și piscicultură, meseriașii și artizanii, precum și operatorii la mașini și instalații;

D) profesii preponderent manuale cu un grad redus de calificare în care se include grupa majoră 9 (lucrători necalificați) și eventual grupa majoră X (profesii cu un statut incert).

Această reunire a grupelor majore are un anumit grad de convenționalitate. Astfel, grupa majoră 6 este deosebit de eterogenă, deoarece în acest caz se procedează la agregarea agricultorilor care produc pentru piață, posedând cel puțin din punct de vedere teoretic, un nivel ridicat de calificare, cu agricultorii care practică o agricultură de subsistență. Respectiva categorie de agricultori este caracterizată cel mai adesea printr-o slabă calificare.

De asemenea, considerăm că nu ar trebui să se contraponă ponderea muncii manuale ponderii muncii nemanuale, adoptându-se ipoteza că o pondere mai ridicată a uneia dintre cele două tipuri de profesii într-o țară ar însemna în mod automat și o calitate mai bună a forței de muncă utilizată, comparativ cu altă țară.

¹ Este important de subliniat că grupele minore nu reprezintă ultima verigă în clasificarea standard a profesiilor înainte de profesiile propriu-zise. Astfel, după grupele minore urmează grupele de bază care sunt în număr de 390 în ISCO - 88, de 372 în ISCO - 88 (COM) și de 415 în COR.

De fapt, analiza evoluției în timp a structurii profesionale este necesar să țină cont de modificările repartiției pe sectoare a populației ocupate. Astfel, în țările cu un nivel ridicat de dezvoltare economică se pot identifica actualmente două mari tipuri de structuri pe ramuri, respectiv:

A) **o economie info-industrială**, în țări precum Japonia sau Germania în care industria prelucrătoare își păstrează, chiar și în condițiile implementării pe scară largă a tehnologiilor informaționale, un rol important în formarea PIB și în ocuparea forței de muncă;

B) **o economie de servicii**, prezentă în majoritatea țărilor anglo-saxone, în țările scandinave, în Italia sau în Spania, unde serviciile oferă peste două treimi din totalul locurilor de muncă pentru populația ocupată.

Este de remarcat faptul că în contextul extinderii proceselor de globalizare, economia de tip info-industrial se poate menține numai dacă se atinge un nivel ridicat de competitivitate în cadrul subramurilor industriei prelucrătoare. Neîndeplinirea acestei condiții conduce la terțIALIZAREA, mai mult sau mai puțin forțată, a economiei. Acest lucru s-a întâmplat în anii 1990 chiar și în țări foarte dezvoltate precum Germania și Japonia, fiind un efect al pierderii unui număr important de locuri de muncă din industria prelucrătoare.

În schimb, într-o țară mai puțin dezvoltată precum Portugalia, s-a asistat la o expansiune rapidă a activității și implicit a ocupării forței de muncă în industria prelucrătoare. La sfârșitul anilor 1990 ponderea industriei prelucrătoare în totalul populației ocupate era în această țară comparabilă cu cea înregistrată în Germania. Desigur că în această comparație este necesar să se aibă în vedere și o serie de deosebiri calitative între nivelul și structura industriei prelucrătoare din cele două țări. Astfel, în Portugalia majoritatea locurilor de muncă din industria prelucrătoare se află în subramurile producătoare de bunuri de consum, deci cu un nivel tehnologic relativ mai redus, în timp ce în Germania cele mai multe locuri de muncă sunt în subramuri cu un nivel tehnologic mai ridicat, respectiv cele producătoare de bunuri de echipament și bunuri intermediare.

Sporirea importanței serviciilor în ocuparea și utilizarea forței de muncă are drept efect, în cadrul structurii profesionale, o majorare a ponderii grupelor de profesii nemanuale și o diminuare a ponderii grupelor de profesii manuale. În aceste condiții apare problema determinării evoluției nivelului de calificare în cadrul profesiilor nemanuale. Experiențele internaționale relevă faptul că sporirea numărului de locuri de muncă încadrate în grupa profesiilor manuale nu au determinat automat o ridicare a nivelului de calificare.

De asemenea, **apare necesară o extindere a noțiunii de „capital uman”**. În cadrul acestei componente a populației ocupate ar trebui incluse nu numai persoanele care lucrează în cercetarea științifică, ci și alte categorii de profesii, cum sunt personalul cu funcții de conducere, specialiștii și tehnicienii. Desigur că această extindere a noțiunii de “capital uman” nu este lipsită de critici. Astfel vor fi “avantajate” țările în care există un grad mai mare de descentralizare a economiei, ceea ce determină o sporire considerabilă a persoanelor ocupate încadrate în grupa 1 de profesii a ISCO - 88. Pe de altă parte, numărul de specialiști nu este determinat doar de caracteristicile cererii eminate de aparatul productiv, ci și de o serie de caracteristici ale ofertei de forță de muncă și ale sistemului de pregătire profesională, în primul rând de gradul de dezvoltare și gradul de cuprindere a populației în vârstă de muncă în învățământul superior.

În consecință, considerăm că se poate apela la **o viziune trisectorială asupra reunirii grupelor de profesii respective: în: A) capital uman; B) profesii nemanuale cu un grad mediu de calificare; C) profesii manuale.**

Viziunea trisectorială mai prezintă și avantajul că se determină relativ ușor intensitatea și sensul mutațiilor operate în cadrul structurii profesionale în decursul unei perioade de timp, având în vedere proprietățile coeficientului intensității modificărilor structurale¹. În funcție de nivelul de dezvoltare, precum și de structura pe ramuri a economiei, repartizarea populației ocupate pe cele trei mari reuniuni de grupe de profesii prezintă diferențieri substanțiale chiar și în țări europene membre ale Uniunii Europene. Astfel, în anul 1994, profesiile componente ale capitalului uman

¹ Pornindu-se de la formula de calcul a coeficientului intensității modificărilor structurale, prezentată în F. M. Pavelescu - *Progresul tehnologic și ocuparea forței de muncă*, Editura IRLI, București, 1997, se poate arăta că valoarea respectivului indicator este determinată de transferul de ponderi între cele trei componente ale entității analizate și de coeficientul distribuției modificărilor de pondere, care în cazul unei entități cu trei părți este cuprins între $(1.5)^{0.5}$ și $(2)^{0.5}$. În aceste condiții se pot identifica 6 sensuri principale de modificare a structurii profesionale, respectiv: a) sporirea importanței relative a capitalului uman; b) diminuarea importanței relative a capitalului uman; c) sporirea importanței relative a profesiilor nemanuale cu un grad mediu de calificare; d) diminuarea importanței relative a profesiilor nemanuale cu un grad mediu de calificare; e) sporirea importanței relative a profesiilor manuale; f) diminuarea importanței relative a profesiilor nemanuale.

De asemenea, în cadrul fiecărui sens principal se pot pune în evidență câte două sensuri secundare în funcție de ierarhizarea modificărilor structurale ale celorlate reuniuni de grupe de profesii.

dețineau ponderi de peste 30% în Cehia, Estonia, Germania, Slovacia, Slovenia și Regatul Unit, în timp ce proporții cuprinse între 24.8 și 30.0% se întâlneau în Spania, Grecia, Portugalia și Irlanda (tabelul nr. 1) În România proporția respectivei reuniuni de grupe de profesii era doar de 17.7%.

Profesiile nemanuale cu un nivel mediu de calificare aveau ponderi în totalul populației ocupate mai mici de 20% în România, Estonia, Slovacia și Slovenia, între 21 și 25% în Grecia, Germania, Portugalia și Spania și de peste 29% în Irlanda și Regatul Unit.

Profesiile manuale erau suprareprezentate în România, datorită numărului mare de persoane înregistrate ca fiind ocupate în agricultură. Ponderi de peste 50% au fost înregistrate în Spania și Grecia. În marea majoritate a țărilor analizate proporția profesiilor manuale era cuprinsă între 41 și 49%. Cele mai scăzute proporții ale respectivei reuniuni de grupe de profesii erau specifice Irlandei (38.7%) și Regatului Unit (31.8 %)

Tabelul nr.1

**Structura populației ocupate pe reuniuni de grupe de profesii
în unele țări europene în anul 1994**

%

Țara	Capital uman	Profesii nemanuale cu grad mediu de calificare	Profesii manuale
România	17,7	8,5	73,8
Cehia	32,,6	19,0	48,4
Spania	24,8	24,9	50,3
Estonia	36,3	15,6	48,1
Germania	34,9	23,7	41,4
Grecia	25,7	21,6	52,7
Irlanda	30,0	31,3	38,7
Italia	25,9	29,2	44,9
Portugalia	27,2	24,5	48,3
Slovacia	32,7	18,7	48,6
Slovenia	34,4	17,8	47,8
Regatul Unit	35,5	32,7	31,8
Media	29,8	22,3	47,9
Coef. de variație	18,1	29,8	19,9

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

În cursul perioadei 1994-2002, pentru care am dispus de date statistice¹, sensul modificării structurii profesionale a fost în cele mai multe cazuri cel de reducere a importanței relative a profesiilor manuale (tabelul nr. 2). Excepții de la regulă au fost consemnate în Spania și Irlanda, unde s-a înregistrat o creștere a importanței relative a capitalul uman, în Portugalia (creștere a importanței relative a profesiilor manuale) în Slovenia (creștere a importanței relative a profesiilor nemanuale cu un nivel mediu de calificare) și în Regatul Unit (reducerea importanței relative a profesiilor nemanuale cu un nivel mediu de calificare)

Tabelul nr. 2

**Valoarea coeficientului intensității modificării structurii profesionale
în unele țări europene în perioada 1994-2002**

%

Țara	Cims	Tps	Coef. struct.	Sens principal	Sens secundar
România	5,98	4,7	1,272	Scădere imp. rel. a prof. manuale	Creștere imp. rel. prof. neman. mediu calif
Cehia	6,91	5,6	1,234	Scădere import. rel. a prof. manuale	Creștere import. rel. a capit. uman
Spania	7,23	5,5	1,313	Creștere import. rel. a capit. uman	Scădere import. rel. a prof. manuale
Estonia	4,79	3,8	1,261	Scădere import. rel. a prof. manuale	Creștere import. rel. a capit. uman
Germania	8,36	6,1	1,371	Scădere import. rel. a prof. manuale	Creștere import. rel. a capit. uman
Grecia	7,48	6,1	1,226	Scădere import. rel. a prof. manuale	Creștere import. rel. a prof. neman. mediu calif.
Irlanda	10,19	8,1	1,258	Creștere import. rel. a capit. uman	Scădere import. rel. a prof. manuale
Italia	7,90	5,9	1,338	Scădere import. rel. a prof. manuale	Creștere import. rel. a capit. uman

¹ Deși a fost adoptată în 1988 actuala metodologie de clasificare a profesiilor nu este încă folosită din diferite motive de toate țările în raportările pe care le fac către organismele specializate ale ONU. Chiar și unele state dezvoltate cum ar fi Japonia sau SUA încă apelează la varianta ISCO elaborată în anul 1968. În România metodologia ISCO-88 se utilizează începând cu anul 1994.

Țara	Cims	Tps	Coef. struct.	Sens principal	Sens secundar
Portugalia	9,22	7,0	1,317	Scădere import. rel. a prof. manuale	Creștere import. rel. a capit. uman
Slovacia	3,70	3,0	1,239	Scădere import. rel. a prof. manuale	Creștere import. rel. a prof. neman. mediu calif.
Slovenia	6,34	4,9	1,294	Creștere import. rel. a prof. neman. mediu calif.	Scădere import. rel. a prof. manuale
Regatul Unit	6,16	4,7	1,311	Scădere import. rel. a prof. neman. mediu calif.	Creștere import. rel. a capit. uman

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Din punct de vedere al sensului principal, cel mai des întâlnit caz este cel al creșterii importanței relative a capitalului uman (de șase ori). Creșterea importanței relative a profesiilor nemanuale cu un nivel mediu de calificare a fost specifică României, Greciei și Slovaciei, în timp ce scăderea importanței relative a profesiilor manuale a fost consemnată în Spania, Irlanda și Slovenia.

La o primă vedere se poate aprecia că o evoluție pozitivă a structurii pe grupe de profesii a populației ocupate este cea în care sensul principal este cel al reducerii importanței profesiilor manuale, iar sensul secundar este cel al creșterii importanței relative a capitalului uman. Dar această apreciere este necesar să fie nuanțată. În funcție de situația de pe piața forței de muncă, de conjunctura economică sau alte mutații din viața socială, se poate ca sensul mobilității structurii profesionale a populației ocupate să nu fie cel prezentat anterior.

De asemenea, tendința de sporire a ponderii serviciilor și implicit de creștere a importanței relative a profesiilor nemanuale nu trebuie absolutizată. Experiențele internaționale arată că procesul de industrializare se desfășoară "în valuri", cu alte cuvinte se poate asista la etape de reindustrializare, chiar și în țări dintre cele mai dezvoltate.

Intensitatea cea mai mare a modificării structurii profesionale în cele 12 țări analizate a fost consemnată în Irlanda și Portugalia, (de 10.19% și respectiv de 9.22%). Valori ale respectivului indicator, cuprinse între 7.23 și 8.36%, au fost consemnate în Spania, Grecia, Italia și Germania și între 5.98 și 6.91% în România, Slovenia și Regatul Unit. Structura profesională a suferit cele mai mici modificări relative în Slovacia și Estonia. Transferul

de ponderi a fost cuprins între 5.5 și 6.1% în cinci dintre țările analizate (Cehia, Spania, Germania, Grecia și Italia) și între 4.7 și 4.9% în România, Regatul Unit și Slovenia valorile cele mai mici fiind înregistrate în Estonia (3.8%) și Slovenia (3.0%). Se observă astfel că transferul de ponderi reprezintă factorul determinant al mărimii coeficientului intensității modificării structurii profesionale. Coeficientul de structură este cuprins între 1.234 în Cehia și 1.371 în Germania.

În aprecierea intensității relative a mobilității structurii profesionale a populației este necesar să se analizeze și corelațiile care se stabilesc în cadrul reuniunilor de grupe de profesii. Pentru atingerea acestui obiectiv se poate apela la calcularea transferului de ponderi la nivelul grupelor de profesii. Pe această bază se poate determina transferul total de ponderi la nivelul grupelor de profesii care apoi pot fi partajate în transferuri de ponderi între reuniuni de grupe de profesii (interreuniuni) și transferuri de ponderi în cadrul reuniunilor de grupe de profesii. Ulterior, se poate calcula un indice de divergență al transferului de ponderi în cadrul reuniunilor de grupe de profesii, definit ca dublul raportului dintre valoarea transferului de ponderi intrareuniuni de grupe de profesii și valoarea transferului de ponderi interreuniuni de grupe de profesii. Se poate aprecia că se manifestă o convergență perfectă între modificarea relativă de la nivelul grupelor de profesii și al reuniunilor de grupe de profesii dacă valoarea este zero, cu alte cuvinte nu există transfer de ponderi intrareuniuni de grupe de profesii. În mod implicit rezultă că divergența dintre sensul modificărilor relative de la nivelul grupelor de profesii și cel de la nivelul reuniunilor de grupe de profesii este cu atât mai mare cu cât valoarea indicatorului menționat anterior este mai mare¹.

Calculul indicilor de divergență pentru cele 12 țări avute în vedere relevă faptul că valorile cele mai mici ale respectivului indicator (sub 5%) s-au înregistrat în Italia și Portugalia (tabelul nr. 3).

¹ Concepția pe baza căreia este realizat indicele de divergență pornește de la analiza factorilor care determină valoarea coeficientului intensității modificărilor structurale în cazul unor părți și al reuniunilor de părți ale unor entități, prezentate în F. M. Pavelescu - *Transformarea economiei și dezechilibrele pieței forței de muncă*, Editura IRLI, București, 2003. Deoarece identificarea factorilor care condiționează raportul dintre cei doi coeficienți ai intensității modificărilor structurale este relativ complicată, prin indicatorul pe care îl propunem se urmărește un calcul simplificat și deci implicit mai rapid al caracteristicilor modificărilor raporturilor cantitative în cadrul reuniunilor de grupe de profesii.

Tabelul nr.3

Indicii de divergență ai modificărilor structurale în cadrul reuniunilor de grupe de profesii în unele țări europene în perioada 1994-2002

%

Țara	Transfer ponderi total	Transfer ponderi interreuniuni gr. prof.	Transfer ponderi intrareuniuni gr. prof.	Indici de divergență
România	11,9	4,7	7,2	306,4
Cehia	10,8	5,6	5,2	92,9
Spania	6,6	5,5	1,1	40,0
Estonia	11,6	3,8	7,8	410,5
Germania	7,0	6,1	0,9	29,5
Grecia	7,1	6,1	1,0	32,8
Irlanda	17,7	8,1	9,6	237,0
Italia	6,0	5,9	0,1	3,4
Portugalia	7,1	7,0	0,1	2,9
Slovacia	5,4	3,0	2,4	160,0
Slovenia	12,3	4,9	7,4	302,0
Regatul Unit	9,0	4,7	4,3	183,0
Media celor 12 țări	9,4	5,4	4,0	148,5

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Valori cel mult egale cu 40% ale indicelui de divergență se mai întâlnesc în Germania, Grecia și Spania. Este de remarcat faptul că în aceste țări valoarea transferului total de ponderi este mai mică decât media aritmetică înregistrată la nivelul celor 12 state analizate. În ceea ce privește celelalte țări, exceptând Regatul Unit, se observă că valorile mai mari ale indicelui de divergență sunt obținute în condițiile unui transfer total de ponderi mai mare decât media.

Cele mai ridicate valori au fost consemnate în Estonia, România și Slovenia, unde transferul total de ponderi de circa 12% este partajat în favoarea mutațiilor din cadrul reuniunilor de grupe de profesii și nu între acestea. În aceste țări valoarea transferului de ponderi între reuniunile de

grupe de profesii este mai mică decât media de la nivelul eşantionului. O valoare de peste 200% a indicelui de divergență, ceea ce semnifică faptul că transferul de ponderi din cadrul reuniunilor de grupe de profesii este mai mare decât cel dintre respectivele reuniuni a fost consemnată și în Irlanda, dar în condițiile unui transfer de ponderi între reuniunile de grupe de profesii mai mare decât media. De asemenea este de remarcat faptul că nivelul cel mai mic al transferului de ponderi, atât pe total cât și între reuniunile de grupe de profesii s-a înregistrat în perioada analizată în Slovacia.

În urma acestor evoluții, coeficientul de variație al ponderii capitalului uman în totalul populației ocupate a crescut de la 18.1% în anul 1994 la 20.5% în anul 2002 (tabelul nr. 4), cel al ponderilor profesiilor nemanuale cu un grad de calificare mediu s-a redus de la 29.8 la 21.1%. În cazul profesiilor manuale, mărimea coeficientului de variație a cunoscut o ușoară majorare, de la 19.9% în 1994 la 21.8%

Tabelul nr.4

**Structura populației ocupate pe reuniuni de grupe de profesii
în unele țări europene în anul 2002**

%

Țara	Capital uman	Profesii nemanuale cu grad mediu de calificare	Profesii manuale
România	18,9	12,0	69,1
Cehia	36,0	21,2	42,8
Spania	30,3	24,0	45,7
Estonia	39,0	16,7	44,3
Germania	40,6	24,1	35,3
Grecia	28,5	24,9	46,6
Irlanda	38,1	28,9	33,0
Italia	31,1	29,9	39,0
Portugalia	21,3	23,4	55,3
Slovacia	33,9	20,5	45,6
Slovenia	33,4	22,7	43,9
Regatul Unit	39,1	28,0	32,6
Media	32,5	23,1	44,4
Coef. de variație	20,5	21,1	21,8

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Raportat la media eșantionului avut în vedere, structura profesională a populației ocupate din România prezintă sensibile asimetrii. Datorită faptului că agricultura deține o pondere deosebit de ridicată în totalul populației ocupate (circa 42%) proporția profesiilor manuale este de peste 69%, depășind cu mult proporțiile pe care respectiva grupă de profesii le înregistrează chiar și în țări central-europene precum Cehia, Estonia, Slovacia, Slovenia, în care crearea structurilor industriale s-a făcut prin metodele economiei de comandă, sau în țări din Europa Meridională, care încă mai păstrează o anumită tradiție agrară (Spania, Grecia, Portugalia).

Se poate observa că sporirea rapidă a PIB înregistrată în perioada analizată de două țări europene cu economii de mici dimensiuni (Irlanda și Portugalia) a condus la mărirea asimetriei dintre structurile profesionale ale populației ocupate. Astfel, în Portugalia ponderea profesiilor manuale a depășit 55%, în timp ce în Irlanda aceasta a atins 33%, nivel comparabil cu cel din Regatul Unit. Profesiile nemanuale cu un grad de calificare mediu dețin ponderea cea mai scăzută în România (12%) și în Estonia (16.7%). În celelalte țări proporția acestei reuniuni de grupe de profesii se situează între 20 și 30%.

Capitalul uman a înregistrat o majorare a importanței sale relative în toate țările cu excepția Portugaliei. Sporul de puncte procentuale a fost însă diferit de la o țară la alta. Astfel este de remarcat creșterea de peste 8 pp din Irlanda sau cea de peste 5 pp din Germania, Spania și Italia. În schimb, în România, Estonia, Grecia, Slovacia și Slovenia au fost înregistrate sporuri ale ponderilor mai mici de 3 pp. În urma acestor evoluții, grupele de profesii care pot fi considerate că înglobează capitalul uman al unei țări dețineau mai mult de 35% din populația ocupată în Cehia, Estonia, Germania, Irlanda și Regatul Unit.

Capitolul 3

Corelația dintre productivitatea forței de muncă, înzestrarea cu capital uman și ritmul progresului tehnic neîncorporat

Calitatea modificărilor operate în structura pe grupe și reuniuni de grupe de profesii a populației ocupate nu poate fi apreciată numai prin prisma creșterii importanței relative a grupelor de profesii care constituie “capitalul uman” în sens larg. Așa cum rezultă din experiențele diferitelor țări, respectiva tendință nu constituie decât una dintre premisele unei creșteri economice durabile în contextul tranziției spre societatea informațională. Pentru relevarea eficienței cu care este utilizat capitalul uman la nivel macroeconomic, o soluție este oferită de apelarea la funcțiile de producție.

3.1. Probleme metodologice ale estimării impactului capitalului uman asupra creșterii economice

În primul paragraf al prezentei lucrări este prezentată o serie de funcții de producție care respectă ipotezele teoriei creșterii economice endogene. Opțiunea pentru segmentarea populației ocupate în trei mari reuniuni de grupe de profesii poate crește numărul de factori, în cazul funcției de producție de tip Cobb-Douglas cu randamente de scară nonconstante.

Dacă se folosește funcția de tip CES, se poate studia nu numai elasticitatea de substituție dintre capitalul uman și forța de muncă, sau dintre profesiile manuale și cele nemanuale, ci și cea dintre: a) capitalul uman și profesiile nemanuale și b) profesiile nemanuale cu un nivel mediu de calificare și profesiile manuale. În aceste modele are loc o creștere a numărului de variabile explicative. Dar acest fapt adaugă noi și puternice constrângeri referitoare la fezabilitatea parametrilor estimați. Se poate demonstra că, în condițiile folosirii pentru estimarea parametrilor a metodei celor mai mici pătrate a mai mult de trei variabile explicative, există o foarte mare probabilitate ca rezultatele obținute să nu fie fezabile datorită existenței fenomenului de colinearitate între variabilele explicative¹. De fapt, chiar și în condițiile unei funcții de producție cu trei variabile explicative ca

¹ F. M. Pavelescu - *O reinterpretare a metodologiei standard de estimare a parametrilor modelului de regresie liniară*, în: Caiet de studii, nr. 4/2004 al Seminarului de modelare macroeconomică al INCE.

rezultatele pot să fie distorsionate, dacă intensitatea colinearității este ridicată¹.

Din aceste motive, considerăm că pentru studiarea impactului pe care capitalul uman îl are asupra procesului de creștere economică este utilă construirea unei funcții de producție de tipul:

$$(Y / L) = A_2 * (H / L)^{\alpha_2} * e^{\gamma_2 * t}$$

unde Y = indicele cu bază fixă al outputului;

L = indicele cu bază fixă al forței de muncă;

H = indicele cu bază fixă al capitalului uman.

α_2 = mărimea estimată a elasticității productivității forței de muncă în raport cu înzestrarea cu capital uman a forței de muncă;

γ_2 = ritmul progresului tehnic neîncorporat;

t = factorul timp.

În modelul propus se adoptă ipoteza potrivit căreia capitalul uman este una dintre formele principale de capital, a cărui sporire în timp determină o majorare substanțială a productivității muncii. De asemenea, se are în vedere faptul că, în timp, există o anumită corelație între sporirea înzestrării cu capital uman a forței de muncă și promovarea progresului tehnic.

În interpretarea rezultatelor obținute este necesar să se țină seama de o serie de proprietăți ale metodelor de estimare a parametrilor. Astfel, **în cazul apelării la metoda celor mai mici pătrate pentru regresia unei funcții de producție cu cel puțin doi factori, elasticitățile estimate ale outputului în raport cu fiecare dintre factorii de producție sunt egale cu produsul dintre elasticitatea propriu-zisă și coeficientul de aliniere.**²

Elasticitatea propriu-zisă reprezintă valoarea obținută în cazul regresiei unifactoriale dintre logaritmul outputului și logaritmul factorului de producție avut în vedere.

Coeficientul de aliniere este un indicator al gradului de colinearitate dintre variabilele explicative. El este egal cu unu, dacă variabilele explicative ale regresiei sunt complet independente. Dacă într-o regresie liniară apar coeficienți de aliniere negativi, acest fapt semnifică

¹ F. M. Pavelescu - *Considerații privind regresia linară trifactorială*, în: *Oeconomica*, nr. 3/ 2004.

² F. M. Pavelescu - *Some considerations regarding the significance of the Cobb-Douglas production function estimated parameters. A new approach*, în: *Revue Roumanie des Sciences Sociales*, nr. 1-2/1986.

depășirea unui prag critic al colinearității, ceea ce face ca rezultatele regresiei să nu poată fi validate.

În aceste condiții, pentru sporirea puterii explicative a modelului propus pentru analiza corelației dintre productivitatea și înzestrarea cu capital uman a forței de muncă, considerăm că este necesar să se parcurgă următorii pași:

- a) determinarea factorilor de influență a valorii propriu-zise a ritmului progresului tehnic neîncorporat;
- b) analiza stabilității în timp a evoluției înzestrării cu capital uman a forței de muncă;
- c) calculul valorii propriu-zise a elasticității productivității forței de muncă în raport cu înzestrarea cu capital uman;
- d) determinarea posibilităților de existență a unor rezultate fezabile în cazul modelului bifactorial propus;
- e) calculul parametrilor modelului bifactorial.

3.2. Factorii de influență ai valorii propriu-zise a progresului tehnic neîncorporat

În cazul general, valoarea estimată propriu-zisă a elasticității outputului în raport cu un factor de producție poate fi scrisă ca un produs între raportul dintre abaterea medie pătratică a valorilor observate ale outputului și abaterea medie pătratică a valorilor observate ale factorului de producție avut în vedere și cea a coeficientului de corelație dintre valorile observate ale outputului și cele ale respectivului factor de producție.

Dacă variabila explicativă este factorul timp, valoarea propriu-zisă a ritmului progresului tehnic neîncorporat poate fi scrisă astfel:

$$\gamma_1 = \ln(1 + rr(Y/L)) * \frac{cv(\ln Y/L)}{cv(t)} * R(\ln(Y/L); t)$$

unde $rr(Y/L)$ = ritmul reprezentativ¹ (media geometrică a indicilor cu bază fixă) al productivității forței de muncă;

$cv(\ln(Y/L))$ = coeficientul de variație a indicilor cu bază fixă ai productivității forței de muncă;

$cv(t)$ = coeficientul de variație al factorului timp;

$R(\ln(Y/L); t)$ = coeficientul de corelație dintre logaritmul indicilor productivității forței de muncă și factorul timp.

¹ F. M. Pavelescu - *Indicatori ai formei traiectoriei seriilor de timp*, în: Revista română de statistică, nr. 2/2002.

Se observă că valoarea respectivului indicator reflectă atât evoluția cantitativă a fenomenului analizat, prin intermediul ritmului reprezentativ, cât și stabilitatea în timp a respectivei evoluții, prin intermediul raportului $\frac{cv \ln(Y/L)}{cv(t)}$ și a coeficientului de corelație $R(\ln(Y/L);t)$

În cazul celor 12 țări - pentru care am dispus de date statistice - se observă că nivelul cel mai ridicat al expresiei $\ln(1+rr(Y/L))$ a fost înregistrat în decursul intervalului 1994-2002 în Estonia, urmată de Irlanda și Slovacia, în timp ce valorile cele mai reduse au fost consemnate în Portugalia, Spania, Slovenia și România (tabelul nr. 5)

Tabelul nr.5

Elementele determinante ale valorii propriu-zise a ritmului progresului tehnic neîncorporat aferent productivității forței de muncă în unele țări europene în perioada 1994-2002

Țara	$\ln(1+rr(Y/L))$	$\frac{cv \ln(Y/L)}{cv(t)}$	$R(\ln(Y/L);t)$	γ_1
România	0,01455	2,80759	0,43055	0,01759
Cehia	0,03544	0,75920	0,97054	0,02611
Spania	0,01096	0,49146	0,41189	0,00222
Estonia	0,08290	0,82382	0,99388	0,06788
Germania	0,02802	0,73148	0,98805	0,02025
Grecia	0,03463	0,95205	0,48153	0,01588
Irlanda	0,05407	1,01710	0,99373	0,05465
Italia	0,02225	0,65356	0,95499	0,01389
Portugalia	0,00931	0,64221	-0,0916	-0,00050
Slovacia	0,04108	1,08684	0,99322	0,04435
Slovenia	0,01485	3,04708	0,95807	0,04336
Regatul Unit	0,02192	1,07410	0,99769	0,02349

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Valori supraunitare ale raportului $\frac{cv \ln(Y/L)}{cv(t)}$ au fost înregistrate în

Slovacia România, Irlanda și Slovenia. Coeficientul de corelație $R(\ln(Y/L);t)$ este mai mare decât 0.95 în opt țări (Cehia, Estonia, Germania, Irlanda, Italia, Slovacia, Slovenia și Regatul Unit) și cuprins între 0,41 și 0,49 în alte trei țări (România, Spania, Grecia). Ca o excepție de la regulă, în Portugalia

respectivul coeficient de corelație are o valoare absolută foarte scăzută și semn negativ.

În aceste condiții, ritmul progresului tehnic neîncorporat aferent productivității forței de muncă a înregistrat cea mai ridicată mărime (0.06788) în Estonia. Valori de peste 0.04 au fost consemnate în Irlanda, Slovacia și Slovenia, iar mai mici de 0.02 în România, Grecia și Italia. În Portugalia, datorită slabei corelații dintre productivitatea forței de muncă și factorul timp, ritmul progresului tehnic neîncorporat are o valoare absolută foarte mică și semn negativ.

3.3. Analiza stabilității în timp a evoluției înzestrării cu capital uman a forței de muncă

În majoritatea țărilor analizate ritmul reprezentativ al înzestrării cu capital uman a forței de muncă a avut tendință de creștere. Procesul a fost mai accentuat în Spania, Germania, Grecia și Italia. În România, Portugalia și Slovenia, datorită faptului că ponderea capitalului uman în totalul populației ocupate a avut o tendință de diminuare, ritmul reprezentativ al înzestrării cu capital uman a forței de muncă a fost negativ (tabelul nr. 6).

Tabelul nr. 6

**Caracteristici ale evoluției înzestrării cu capital uman
a forței de muncă în unele țări europene în perioada 1994-2002**

Țara	$Ln(1+r^*H/L)$	$\frac{cv (ln (H/L))}{cv(t)}$	$R(ln(H/L);t)$
România	-0,00480	-5,44000	0,20957
Cehia	0,02524	0,62343	0,95244
Spania	0,04387	0,58513	0,93262
Estonia	0,02014	0,71184	0,72853
Germania	0,03411	0,63289	0,94228
Grecia	0,03478	0,78333	-0,03300
Irlanda	0,02897	2,13013	0,90066
Italia	0,03274	0,96312	0,99802
Portugalia	-0,05560	-0,99130	-0,83990
Slovacia	0,00496	3,99441	0,64579
Slovenia	-0,04070	-1,06970	0,66963
Regatul Unit	0,01658	1,33931	0,97262

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Valori absolute ale raportului $\frac{cv(\ln(H/L))}{cv(t)}$ supraunitare au fost

înregistrate în România, Irlanda, Slovacia, Slovenia și Regatul Unit. Analiza mărimii coeficienților de corelație dintre indicii înzestrării cu capital uman a forței de muncă relevă tendința spre o evoluție exponențială în Cehia, Spania, Germania, Irlanda, Italia și Regatul Unit. Pentru România valoarea respectivului indicator este de 0.20957, mai redusă decât cele calculate în cazul Estoniei, Slovaciei și Sloveniei. Tendințe spre o corelație inversă între dinamica înzestrării cu capital uman a forței de muncă și factorul timp s-a manifestat în Grecia și Portugalia.

3.4. Calculul valorii propriu-zise a elasticității productivității forței de muncă în raport cu înzestrarea cu capital uman

Având în vedere evoluția în timp a productivității și înzestrarea cu capital uman a forței de muncă, s-au estimat parametrii funcției de producție $\ln(Y/L) = \ln A_1 + \alpha_1 * \ln(H/L)$. Valorile estimate ale elasticității propriu-zise ale productivității forței de muncă în raport cu înzestrarea cu capital uman sunt supraunitare în cinci cazuri (România, Cehia, Estonia, Slovacia și Regatul Unit). În celelalte țări indicatorul menționat anterior este cuprins între 0.04445 în Portugalia și 0.92262 în Germania (tabelul nr. 7).

Valorile coeficienților de corelație dintre logaritmul indicilor productivității forței de muncă și logaritmul indicilor înzestrării cu capital uman sunt pozitive în toate cele 12 țări analizate. În aceste condiții, mărimile factorului rezidual - compensatoriu A_1 ¹ relevă o volatilitate mai mare a productivității forței de muncă în raport cu cea a înzestrării cu capital uman a forței de muncă în opt țări. Excepția de la regulă a fost consemnată în Cehia, Estonia, Germania și Grecia.

¹ În F. M. Pavelescu - *Features of Ordinary Least Squares (OLS) Method. Implications for Estimation Methodology*, publicată în: Journal of Economic Forecasting, no. 2/2002 se arată că, dacă productivitatea muncii are o tendință de creștere, relevantă de valoarea pozitivă a ritmului reprezentativ, parametrul A_1 este mai mare ca 1 dacă volatilitatea evoluției productivității muncii este mai mică decât cea a înzestrării tehnice și mai mică decât 1 dacă volatilitatea productivității muncii este mai mare decât cea a înzestrării tehnice.

Tabelul nr.7

Parametrii estimați ai funcției de producție

$$\ln(Y / L) = \ln A_1 + \alpha_1 * \ln(H / L)$$

în unele țări europene în perioada 1994-2002

Țara	$\ln A_1$	α_1	$R(\ln(Y/L); \ln(H/L))$	$R^2(\ln(Y/L); \ln(H/L))$
România	0,09928	1,49263	0,94853	0,89971
Cehia	-0,03470	1,67157	0,97766	0,95582
Spania	0,00790	0,14118	0,67257	0,45235
Estonia	-0,05870	3,70471	0,77755	0,60458
Germania	-0,01960	0,92262	0,97189	0,94458
Grecia	-0,03360	0,83239	0,67963	0,46189
Irlanda	0,12715	0,83011	0,93131	0,86734
Italia	0,03218	0,44509	0,96492	0,93106
Portugalia	0,06901	0,04445	0,41008	0,16817
Slovacia	0,13457	1,60782	0,71403	0,50984
Slovenia	0,25723	0,86882	0,83619	0,69921
Regatul Unit	0,01953	1,03716	0,97795	0,95638

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Coeficienții de determinație ai regresiilor unifactoriale menționate anterior iau valori pe o plajă foarte largă, respectiv de la 0,16817 în cazul Portugaliei la 0,95638 în cazul Regatului Unit. Valori de peste 0,93000 s-au mai înregistrat în cazul Cehiei, Germaniei și Italiei, iar între 0,86000 și 0,90000 în cazul României și Irlandei.

3.5. Testarea posibilității de introducere în funcția de producție a factorului timp

Faptul că în 8 dintre cele 12 țări analizate coeficientul de determinare a regresiei unifactoriale ia valori relativ reduse (sub 0,7000) se constituie ca un argument în favoarea introducerii în model a factorului timp, pentru a se spori puterea explicativă a comportamentului productivității forței de muncă. Pentru a se obține rezultate fezabile, este necesar să se testeze mai întâi pozitivitatea coeficienților de aliniere a elasticității productivității forței de muncă în raport cu cei doi factori de producție avuți în vedere.

Coeficienții de aliniere se pot scrie astfel:

- pentru înzestrarea cu capital uman a forței de muncă (T_α)

$$T_\alpha = \frac{r - R(\ln(H/L);t)}{r * (1 - R^2(\ln(H/L);t))}$$

- pentru factorul timp (T_g)

$$T_g = \frac{1 - r * R(\ln(H/L);t)}{1 - R^2(\ln(H/L);t)}$$

$$r = \frac{R(\ln(Y/L);(\ln H/L))}{R(\ln(Y/L);t)}$$

N.B. Raportul r poate fi denumit și coeficient de corelație între logaritmul indicilor înzestrării cu capital uman a forței de muncă și factorul timp mediată de logaritmul indicilor productivității forței de muncă.¹

Examinarea raporturilor dintre coeficienții de corelație $R(\ln(H/L);t)$ și r duce la concluzia că în nouă cazuri ambii coeficienți de aliniere sunt pozitivi (tabelul nr. 8).

Tabelul nr. 8

Valorile coeficienților de corelație dintre productivitatea forței de muncă, înzestrarea cu capital uman a forței de muncă și factorul timp în unele țări europene în perioada 1994-2002

Țara	$R(\ln(Y/L); \ln(H/L))$	$R(\ln(Y/L);t)$	r	$1/r$	$R(\ln(H/L);t)$
România	0,94853	0,43055	2,20305	0,45392	0,20957
Cehia	0,97766	0,97054	1,00734	0,99271	0,95244
Spania	0,67257	0,41189	1,63291	0,61241	0,93262
Estonia	0,77765	0,99388	0,78234	1,27822	0,72853
Germania	0,97189	0,98805	0,98365	1,01662	0,94228
Grecia	0,67963	0,48153	1,4114	0,70851	-0,03300
Irlanda	0,93131	0,99373	0,93719	1,06702	0,90066
Italia	0,96492	0,95499	1,01039	0,98971	0,99802
Portugalia	0,41008	-0,09160	-4,47590	-0,22340	-0,83990

¹ F. M. Pavelescu - *O reinterpretare a metodologiei standard de estimare a parametrilor modelului de regresie liniar*, în: Caiet de studii, nr. 4/2004 al Seminarului de modelare macroeconomic al INCE.

Țara	$R(\ln(Y/L); \ln(H/L))$	$R(\ln(Y/L); t)$	r	$1/r$	$R(\ln(H/L); t)$
Slovacia	0,71403	0,99322	0,71891	1,39100	0,64579
Slovenia	0,83619	0,95807	0,87279	1,14576	0,66963
Regatul Unit	0,97795	0,99769	0,98021	1,02019	0,97262

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Țările pentru care nu se poate estima funcția $\ln(Y/L) = \ln A_2 + \alpha_2 * \ln(H/L) + \gamma_2 * t$ sunt: Spania, Italia și Portugalia. Este de notat că în Spania și Italia motivul este creșterea cvasiexponențială a înzestrării cu capital uman a forței de muncă. În Portugalia cauza o reprezintă instabilitatea accentuată a evoluției în timp a productivității forței de muncă.

Suma coeficienților de aliniere este cuprinsă între 1,000 și 1,064 în cazul a șase țări (tabelul nr. 9).

Tabelul nr. 9

Suma coeficienților de aliniere aferenți regresiei în unele țări europene în perioada 1994-2002

Țara	T_α	T_g	Suma
România	0,94644	0,56303	1,50947
Cehia	0,586692	0,43689	1,02381
Spania	3,29340	-4,01550	-0,72210
Estonia	0,14658	0,91646	1,06303
Germania	0,37517	0,65227	1,02743
Grecia	1,02448	1,04769	2,07218
Irlanda	0,20647	0,82572	1,03219
Italia	3,10134	-2,1274	0,97396
Portugalia	2,75744	-9,36590	-6,60840
Slovacia	0,17445	0,91901	1,09346
Slovenia	0,42198	0,75337	1,17536
Regatul Unit	0,14334	0,86335	1,00668

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Valori mai mari ale respectivului indicator se înregistrează în Slovenia și România datorită mărimii mai reduse a coeficienților de corelație

$R(\ln(H/L);t)$. În cazul Greciei suma coeficienților de aliniere este mai mare de 2, deoarece $R(\ln(H/L);t)$ este negativ.

3.6. Caracteristici ale parametrilor estimați ai modelului

$\ln(Y/L) = \ln A_2 + \alpha_2 * \ln(H/L) + \gamma_2 * t$ pentru unele țări europene

Estimarea parametrilor modelului $\ln(Y/L) = \ln A_2 + \alpha_2 * \ln(H/L) + \gamma_2 * t$ conduce la o valoare supraunitară a α_2 doar în România (tabelul nr. 10). Ritmul progresului tehnic neîncorporat este cuprins între 0,00990 în România și 0,06221 în Estonia.

Tabelul nr.10

Parametrii estimați ai funcției de producție
 $\ln(Y/L) = \ln A_2 + \alpha_2 * \ln(H/L) + \gamma_2 * t$ pentru unele țări europene în
 perioada 1994-2002

Țara	A_2	α_2	γ_2	R_2^2	$\frac{R_2^2}{R_1^2}$
România	0,01838	1,41269	0,00990	0,95590	1,06245
Cehia	-0,14790	0,98108	0,01141	0,97252	1,01747
Spania	0,01148	0,46495	-0,00890	0,80855	1,78744
Estonia	-0,26810	0,54302	0,06221	0,99389	1,64392
Germania	-0,10670	0,34614	0,01321	0,99114	1,04930
Grecia	-0,04430	0,84253	0,01663	0,71613	1,55042
Irlanda	-0,11080	0,17139	0,04513	0,99447	1,14657
Italia	-0,02790	1,38037	-0,02950	0,94735	1,01750
Portugalia	0,05547	0,12257	0,00513	0,38510	2,28994
Slovacia	-0,05060	0,28049	0,04076	0,99554	1,95263
Slovenia	0,03091	0,36663	0,03267	0,98657	1,41098
Regatul Unit	-0,08440	0,14866	0,02028	0,99645	1,04190

N.B. R_1^2 și R_2^2 = coeficienții de determinație obținuți în cazul regresiei unifactoriale dintre productivitatea forței de muncă și înzestrarea cu capital uman și respectiv bifactoriale dintre productivitatea forței de muncă înzestrarea cu capital uman și factorul timp.

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Comparativ cu valorile propriu-zise, valorile estimate în cazul funcției de productivitate bifactoriale avute în vedere înregistrează diminuări relativ mai lente ale ritmului progresului tehnic neîncorporat în Estonia, Germania, Irlanda, Slovacia, Slovenia și Regatul Unit și mai intense în România și Cehia.

În Grecia, elasticitățile estimate ale productivității forței de muncă în raport cu fiecare dintre cei doi factori de producție au valori superioare elasticităților propriu-zise.

Factorul rezidual-compensatoriu ia valori subunitare în 7 dintre cele 9 estimări cu rezultate fezabile, semnificând o volatilitate mai mare în timp a evoluției productivității forței de muncă în comparație cu cea a factorilor de producție avuți în vedere.

Coeficienții de determinare iau valori de peste 0,99000 în 5 cazuri (Estonia, Germania, Irlanda, Slovacia, Regatul Unit) și între 0,95000 și 0,99000 în trei cazuri. (România, Cehia, Slovenia). În raport cu regresia unifactorială inițială introducerea factorului timp a avut drept consecință creșteri ale respectivului indicator cuprinse între 1,7% în Cehia și 95,2% în Slovenia. Pe această bază rezultă că luarea în considerare a factorului timp a fost de natură să crească, uneori în mod sensibil, explicarea evoluției productivității forței de muncă și legătura acesteia cu înzestrarea cu capital uman.

În concluzie, se poate afirma că în țările europene pentru care am dispus de date statistice, procesul de extindere a utilizării tehnologiilor informaționale în cadrul aparatului productiv sau de efectuare a unor consistente transformări ale mecanismului economic a avut loc pe fondul unei evoluții relativ stabile în timp a raportului dintre dinamica PIB și dinamica forței de muncă. În cele mai multe dintre cazuri, creșterea ponderii capitalului uman în totalul populației ocupate a avut o evoluție stabilă în timp. Cu alte cuvinte, utilizarea cu eficiență sporită a forței de muncă a fost puternic condiționată de modificarea înzestrării cu capital uman (în sens larg) a acestui factor de producție. Respectivul rezultat arată fără îndoială importanța deosebită pe care componentele cu calificare deosebit de ridicată o au pentru asigurarea unei expansiuni de durată a activității economice la nivel național.

Capitolul 4

Estimări ale elasticității de substituție dintre segmentul profesiilor manuale și segmentul profesiilor nemanuale al populației ocupate

Pentru a adânci analiza referitoare la corelația dintre diferitele segmente ale populației ocupate și creșterea economică, vom încerca în continuare să estimăm elasticitatea de substituție dintre segmentul profesiilor manuale (L_B) și cel al profesiilor nemanuale (L_W) în țările investigate anterior. Atingerea acestui obiectiv presupune mai întâi o trecere în revistă a unor probleme de ordin metodologic legate de estimarea funcției de producție cu elasticitate constantă de substituție (CES).

4.1. Probleme metodologice legate de estimarea elasticității de substituție dintre componentele populației ocupate

Forma complicată a funcției de tip CES generează o serie de dificultăți în estimarea parametrilor și cu deosebire a elasticității de substituție. O metodă de aproximare a parametrilor respectivei funcții de producție a fost concepută de J. Kmenta¹ prin dezvoltare în serie Taylor în jurul unei valori unitare a elasticității de substituție (cazul funcției Cobb-Douglas). Cu alte cuvinte, funcția de producție CES poate fi aproximată prin expresia:

$$\ln Y = \ln A_3 + \alpha_3 * \ln L_W + \beta_3 * \ln L_B + \gamma_3 * \ln^2(L_W / L_B)$$

$$\text{unde: } \mu = \alpha_n + \beta_n, \quad \delta = \frac{\alpha_n}{\alpha_n + \beta_n}, \quad \sigma = \frac{1}{1 - 2 * \frac{\gamma_n}{\beta_n} * (1 + \frac{\beta_n}{\alpha_n})}$$

Metoda propusă de J. Kmenta nu rezolvă în totalitate problemele legate de estimarea elasticității de substituție între componentele populației ocupate. Astfel, dacă pentru estimarea parametrilor se utilizează metoda

¹ J. Kmenta - *On estimation of the CES production function*, în: International Economic Review, vol. 8, no. 2/1967.

celor mai mici pătrate, creșterea numărului de factori de producție omogeni avuți în vedere poate duce la obținerea de rezultate nefezabile datorită existenței și amplificării fenomenului de colinearitate.

Având în vedere faptul că valorile estimate în cazul unei regresii multifactoriale se pot scrie ca produse dintre elasticitățile propriu-zise și coeficienții de aliniere, valorile estimate ale parametrilor μ , δ și σ se pot exprima astfel:

$$\mu = \alpha_1 * T_\alpha + \beta_1 * T_\beta$$

ceea ce este echivalent cu:

$$\mu = (T_\alpha + T_\beta) * (\alpha_1; \beta_1)_{med}$$

$$\delta = \frac{1-g}{1-g+mg}$$

$$\sigma = \frac{1}{1-2*\frac{T_\gamma}{T_\alpha+T_\beta}*n*(\frac{1}{g}+\frac{m}{1-g})}$$

unde: $\alpha_1; \beta_1$ = valorile estimate propriu-zise ale parametrilor α și β

$T_\alpha; T_\beta; T_\gamma$ = coeficienții de aliniere aferenți parametrilor α_1, β_1 și γ_1 .

$(\alpha_1; \beta_1)_{med}$ = media aritmetică ponderată a elasticității outputului în raport cu capitalul uman și respectiv cu forța de muncă.

$$n = \frac{\gamma_1}{\beta_1}, \quad g = \frac{T_\beta}{T_\alpha + T_\beta}, \quad m = \frac{\beta_1}{\alpha_1}$$

Din formulele prezentate anterior reiese faptul că în interpretarea semnificației valorilor estimate ale parametrilor μ , δ și σ este necesar să se aibă în vedere valorile estimate propriu-zise, precum și influența colinearității cuantificată prin intermediul coeficienților de aliniere.

În ceea ce privește randamentul de scară al celor două componente ale populației ocupate, este necesar să se pornească de la corelația dintre valoarea indicelui reprezentativ și valoarea propriu-zisă a elasticității outputului în raport cu un factor de producție și tipul de creștere economică (tabelul nr. 11). Rezultă, deci, că μ reflectă tipul predominant de creștere economică în raport cu cele două componente ale populației ocupate, cuantificat de media aritmetică a elasticităților propriu-zise și nivelul indicelui

representativ pe de o parte și influența gradului de colinearitate relevat de suma coeficienților de aliniere aferenți celor două componente ale populației ocupate pe de altă parte.

Tabelul nr.11

Corelația dintre indicele reprezentativ al outputului, valoarea elasticității propriu-zise și tipul creșterii economice

Valoarea IY_r	Valoarea elasticității propriu-zise	Tipul creșterii economice
$IY_r > 1$	$\alpha_1 > 1$	Creștere economică predominant intensivă
$IY_r > 1$	$0 < \alpha_1 < 1$	Creștere economică extensivă
$IY_r > 1$	$\alpha_1 < 0$	Creștere economică intensivă
$IY_r < 1$	$\alpha_1 > 1$	Descreștere economică cu eliberare lentă de factori de producție
$IY_r < 1$	$0 < \alpha_1 < 1$	Descreștere economică cu eliberare rapidă de factori de producție
$IY_r < 1$	$\alpha_1 < 0$	Descreștere economică cu atragere de factori de producție

Contribuția forței de muncă la obținerea randamentului de scară este puternic influențată de mărimea valorii parametrului m .

Astfel, se pot identifica patru intervale în care sunt cuprinse valorile parametrului δ :

- $\delta < 0$, dacă $m < 0$ și $|m| > \frac{1-g}{g}$;
- $0 < \delta < \frac{1}{2}$, dacă $m > 0$ și $m > \frac{1-g}{g}$;
- $\frac{1}{2} < \delta < 1$, dacă $m > 0$ și $m < \frac{1-g}{g}$;
- $\delta > 1$, dacă $m < 0$ și $a_{1j} < \frac{1-g}{g}$.

De asemenea, în calcularea valorii elasticității de substituție se poate determina influența exercitată de colinearitatea dintre variabilele explicative. Astfel, dacă între cele trei variabile explicative nu există colinearitate, cu alte cuvinte fiecare dintre cei trei coeficienți de aliniere are valoarea 1, mărimea estimată a elasticității de substituție este:

$$\sigma_0 = \frac{1}{1 - 2n * (1 + m)}$$

$$\text{Dacă se notează } h = \left(\frac{1}{g} + \frac{m}{1 - g}\right) * \frac{1}{2(1 + m)} \text{ și } j = \frac{T_{\gamma_3}}{2(T_{\alpha_3} + T_{\beta_3})}$$

formula de calcul a elasticității de substituție se poate scrie:

$$\sigma = \frac{1}{1 - 2n * (1 + m) * h * j}$$

Este de notat că $h < 1$ dacă g ia valori cuprinse între $1/2$ și $1/(1+m)$.

4.2. Intensitatea proceselor de substituție dintre profesiile manuale și cele nonmanuale în unele țări europene

Având în vedere formula de estimare a elasticității de substituție dintre două segmente ale populației ocupate, precum și proprietățile metodei de estimare, considerăm utilă determinarea, pentru început, a elasticității PIB cu ansamblul populației ocupate. Pe această bază se vor putea reliefa ulterior corelațiile dintre modificarea PIB, ansamblul populației ocupate și cele două segmente analizate. În aceste condiții, se procedează la estimarea parametrilor funcției $\ln Y = \ln A_{LT} + a_1 * \ln L_T$.

unde Y = indicii cu bază fixă ai PIB;

A_{LT} = factorul rezidual - compensatoriu al regresiei;

a_1 = elasticitatea propriu-zisă a PIB în raport cu populația ocupată;

L_T = indicii cu bază fixă ai populației ocupate totale.

Pentru România și alte țări central-europene, elasticitatea PIB în raport cu populația ocupată este negativă (tabelul nr. 12).

Se reflectă astfel conturarea unei tendințe de reluare a creșterii economice concomitent cu continuarea procesului de eliminare a supraocupării forței de muncă.

Tabelul nr.12

Parametrii estimați ai funcției
 $\ln Y = \ln A_{LLT} + a_1 \ln L_T$
în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	$\ln Y_R$	$\ln A_{LLT}$	a_1	$R^2(\ln Y; \ln L_t)$
România	0,0467	0,0393	-0,3449	0,1829
Cehia	0,1060	0,0990	-1,0312	0,5147
Estonia	0,2190	-0,0931	-2,5976	0,6708
Slovacia	0,1986	0,2458	-2,2113	0,3205
Slovenia	0,1806	-0,0836	4,7556	0,6499
Germania	0,0692	0,0070	3,2109	0,8019
Grecia	0,1363	0,1177	0,7931	0,4031
Irlanda	0,4059	0,0615	1,6745	0,9895
Italia	0,0871	0,058	1,3049	0,9203
Portugalia	0,1665	0,0743	1,4448	0,9640
Spania	0,1496	0,0143	0,8822	0,9944
Regatul Unit	0,1296	0,0032	2,1639	0,9949

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Diferențierea mărimii estimate a elasticității propriu-zise este determinată în principal de raportul dintre logaritmul indicelui reprezentativ al PIB și logaritmul indicelui reprezentativ al populației ocupate, care ia valori cuprinse între -1,5487 în România și -15,6153 în Cehia (tabelul nr.13).

Raportul dintre coeficienții de variație ai logaritmilor celor doi indicatori menționați anterior au valori absolute subunitare în 9 cazuri, ceea ce reflectă în mod indirect o evoluție tensionată pe piața forței de muncă. Ajustările efectivelor de lucrători au avut o legătură inversă de intensitate medie cu modificarea nivelului PIB coeficientul de corelație fiind cuprins între -0,4277 în România și -0,8190 în Estonia.

Tabelul nr.13

Elementele determinante ale elasticității propriu-zise ale PIB în raport cu cea a populației ocupate totale în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	$\frac{\ln Y_R}{\ln L_{TR}}$	$\frac{CV(\ln Y)}{CV(\ln L_T)}$	$R(\ln Y; \ln L_T)$
România	-1,5487	-0,5207	-0,4277
Cehia	-15,6153	-0,0920	-0,7174
Estonia	-1,8227	-1,7400	-0,8190
Slovacia	-9,3029	-0,4198	-0,5661
Slovenia	2,7084	2,1781	0,8062
Germania	3,5273	1,0037	0,8955
Grecia	5,8118	0,2149	0,6349
Irlanda	1,9735	0,8530	0,9947
Italia	3,1310	0,4344	0,9593
Portugalia	2,6091	0,5640	0,9818
Spania	0,9832	0,9070	0,9972
Regatul Unit	2,2187	0,9778	0,9974

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

În comparație cu elasticitățile propriu-zise ale PIB în raport cu populația ocupată totală, respectivul indicator calculat în raport cu segmentul profesiilor nemanuale are o fizionomie sensibil diferită. Astfel valori negative au fost înregistrate doar în România, Estonia și Portugalia (tabelul nr.14).

În cele 3 țări raportul $\frac{\ln(Y_R)}{\ln(L_{WR})}$ este negativ, reflectând consistența tendinței de reducere a efectivelor pentru această grupă de profesii (tabelul nr. 15). În celelalte țări, exceptând Spania, raportul $\frac{\ln(Y_R)}{\ln(L_{WR})}$ este supraunitar. Se observă că evoluția PIB a fost mai volatilă decât cea a numărului de persoane care exercită profesii nemanuale în 8 țări, fapt pus în evidență de valoarea absolută supraunitară a raportului $\frac{CV(\ln Y)}{CV(\ln L_w)}$.

Tabelul nr.14

Parametrii estimați ai funcției $\ln Y = \ln A_{LW} + \alpha_1 \ln Lw$ în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	$\ln(Y_R)$	$\ln A_{LW}$	α_1	$R^2(\ln Y; \ln Lw)$
România	0,0467	0,0495	-0,0813	0,0016
Cehia	0,1060	0,0144	1,7060	0,4275
Estonia	0,2190	-0,0147	-3,3006	0,5190
Slovacia	0,1986	-0,0047	3,4751	0,1776
Slovenia	0,1806	0,0174	2,1566	0,8707
Germania	0,0692	-0,0198	1,3217	0,9573
Grecia	0,1363	-0,0426	1,4955	0,8994
Irlanda	0,4059	0,1672	1,1579	0,8841
Italia	0,0871	0,0246	0,6958	0,9723
Portugalia	0,1665	0,1422	-0,5140	0,0654
Spania	0,1496	-0,0033	0,7257	0,9926
Regatul Unit	0,1296	0,0080	1,6064	0,6251

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Tabelul nr.15

Elemente determinante ale elasticității propriu-zise a PIB în raport cu segmentul nemanual al populației ocupate în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	$\frac{\ln(Y_R)}{\ln(L_{WR})}$	$\frac{CV(\ln Y_R)}{CV(\ln L_{WR})}$	$R(\ln Y; \ln L_w)$
România	-1,3560	-1,4989	-0,0400
Cehia	1,9742	1,3217	0,6538
Estonia	-3,0924	-1,4813	-0,7204
Slovacia	3,3948	2,4291	0,4214
Slovenia	2,3865	0,9684	0,9331
Germania	1,0277	1,3145	0,9784
Grecia	1,1394	1,3840	0,9484
Irlanda	1,9690	0,6254	0,9403
Italia	0,9697	0,7277	0,9861
Portugalia	-3,5219	-0,5707	-0,2557
Spania	0,7100	1,0259	0,9963
Regatul Unit	1,7121	1,1867	0,7906

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Coeficientul de corelație $R(\ln Y; \ln L_w)$ ia valori absolute cuprinse între 0,04 în România și 0,9963 în Spania. Este de remarcat că valori de peste 0,9300 se întâlnesc în Slovenia, Irlanda, Grecia, Germania și Italia.

În condițiile tendinței de reducere a numărului de persoane ocupate care exercită profesii manuale, elasticitatea propriu-zisă a PIB în raport cu respectiva grupă de profesii este negativă în 7 dintre cele 12 țări analizate (tabelul nr.16).

Tabelul nr.16

Parametrii estimați ai funcției $\ln Y = \ln A_{LB} + \beta_1 \ln L_B$ în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	$\ln Y_R$	$\ln A_{LB}$	β_1	$R(\ln Y; \ln Y_B)$
România	0,0467	0,0346	-0,2688	0,1871
Cehia	0,1060	0,0722	-0,4244	0,4166
Estonia	0,2190	-0,1099	-1,8634	0,7071
Slovacia	0,1986	0,1718	-1,3293	0,4927
Slovenia	0,1806	0,2230	-1,3272	0,2271
Germania	0,0692	-0,0413	-1,0449	0,5681
Grecia	0,1363	0,1554	0,2601	0,1133
Irlanda	0,4059	0,1033	1,7135	0,6283
Italia	0,0871	-0,0510	-2,4917	0,6863
Portugalia	0,1665	0,0561	0,6630	0,9211
Spania	0,1496	0,0444	1,1328	0,9750
Regatul Unit	0,1296	0,1174	0,6560	0,3930

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

De altfel, examinarea elementelor care determină valorile elasticităților propriu-zise (tabelul nr.17) relevă faptul că în respectivele cazuri raportul $\frac{\ln Y_R}{\ln L_{BR}}$ este negativ. Totodată, valori negative înregistrează

și rapoartele $\frac{CV(\ln Y)}{CV(\ln L_B)}$ precum și coeficienții de corelație $R(\ln Y; \ln Y_B)$. În

patru țări (Irlanda, Portugalia, Spania, Regatul Unit) se înregistrează valori pozitive ale elasticității propriu-zise ale PIB în raport cu grupa profesiilor

manuale, pe fondul unor mărimi pozitive ale rapoartelor $\frac{\ln Y_R}{\ln L_{BR}}$, Grecia reprezintă un caz aparte, deoarece, deși raportul $\frac{\ln Y_R}{\ln L_{BR}}$ este negativ, coeficientul de corelație $R(\ln Y; \ln Y_B)$ este pozitiv ceea ce face ca valoarea elasticității propriu-zise să fie pozitivă.

Tabelul nr.17

Elementele determinante ale elasticității propriu-zise a PIB în raport cu segmentul manual al populației ocupate în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	$\frac{\ln Y_R}{\ln L_{BR}}$	$\frac{CV(\ln Y)}{CV(\ln L_B)}$	$R(\ln Y; \ln Y_B)$
România	1,0374	-0,5990	-0,4326
Cehia	-1,3310	-0,3546	-0,6454
Estonia	-1,2408	-1,786	-0,8409
Slovacia	-9,8507	-0,1922	-0,7019
Slovenia	-5,6531	-0,4927	-0,4766
Germania	-0,6544	-2,1186	-0,7537
Grecia	-1,8561	-0,4163	0,3366
Irlanda	6,7329	0,3211	0,7927
Italia	-1,5715	-1,9139	-0,8284
Portugalia	0,9999	0,6909	0,95974
Spania	1,6109	0,7122	0,9874
Regatul Unit	6,9687	0,1502	0,6269

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Cererea pentru profesiile manuale a fost mai volatilă decât dinamica PIB în 10 dintre cele 12 țări, fapt relevat de valorile absolute subunitare ale rapoartelor $\frac{CV(\ln Y)}{CV(\ln L_B)}$. Excepția de la regulă o reprezintă Germania și Italia.

Coeficienții de corelație $R(\ln Y; \ln Y_B)$ au valori absolute cuprinse între 0,3366 în Grecia și 0,9874 în Spania. În România, Cehia, Slovenia și Regatul Unit mărimea absolută a respectivului indicator este mai mică decât

0,66, în timp ce valori absolute mai mari decât 0,70 sunt specifice pentru Estonia, Slovacia, Germania, Irlanda, Italia, Portugalia.

Comparația dintre valorile absolute ale $R(\ln Y; \ln L_w)$ și $R(\ln Y; \ln L_B)$ relevă faptul că intensitatea legăturii dintre creșterea PIB și modificarea numărului de persoane ocupate cu profesii nemanuale a fost relativ mai puternică în Cehia, Slovenia, Germania, Grecia, Irlanda, Italia, Spania, Regatul Unit și relativ mai slabă în România, Estonia, Slovacia, Portugalia.

Utilizarea dinamicii celor două grupe mari de profesii, pentru a explica procesul de creștere a PIB duce la estimarea unei funcții de tipul:

$$\ln Y = \ln A_2 + \alpha_2 \ln L_w + \beta_2 \ln L_B$$

Valorile coeficienților de determinație sunt de peste 0,90 în cazul a opt țări, și sub 0,71 în patru țări central-europene (România, Cehia, Estonia și Slovacia (tabelul nr.18).

Tabelul nr.18

Parametrii estimați ai funcției de producție

$$\ln Y = \ln A_2 + \alpha_2 \ln L_w + \beta_2 \ln L_B$$

în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	$\ln A_2$	α_2	β_2	R^2
România	0,0061	0,6696	-0,3874	0,2568
Cehia	0,0280	1,0739	-0,2560	0,5203
Estonia	-0,1118	0,4807	-2,0428	0,7090
Slovacia	-0,0412	3,6338	-1,3518	0,6867
Slovenia	-0,0509	2,6772	0,9063	0,9259
Germania	-0,0029	1,5956	0,333753	0,9742
Grecia	-0,0536	1,5497	-0,0624	0,9048
Irlanda	0,0964	0,9074	0,6930	0,9445
Italia	0,0015	0,5920	-0,5856	0,9886
Portugalia	0,0665	0,5144	0,7466	0,9719
Spania	0,0082	0,5390	0,2996	0,9952
Regatul Unit	-0,0017	1,5783	0,6376	0,9960

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Calculul coeficienților de aliniere ai evoluției variabilei rezultative la evoluția variabilelor explicative (tabelul nr.19) arată că îndeplinirea condiției de pozitivitate și implicit validarea rezultatelor nu se realizează decât cinci cazuri (Cehia, Slovacia, Irlanda, Spania, Regatul Unit).

Tabelul nr. 19

Coeficienții de aliniere aferenți parametrilor funcției de producție

$$\ln Y = \ln A_2 + \alpha_2 \ln Lw + \beta_2 \ln L_B$$

în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	T_{α_2}	T_{β_2}
România	-8,2360	1,4412
Cehia	0,6295	0,6032
Estonia	-0,1457	1,0963
Slovacia	1,0457	1,0185
Slovenia	1,2414	-0,6829
Germania	1,2072	-0,3194
Grecia	1,0362	-0,2399
Irlanda	0,7837	0,4044
Italia	0,8508	0,2350
Portugalia	-1,0008	1,1261
Spania	0,7427	0,2645
Regatul Unit	0,9825	0,9720

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Având în vedere rezultatele valide, se poate estima randamentul de scară în contextul impunerii restricției că elasticitatea de substituție între cele două segmente ale populației ocupate este egală cu 1. Respectivul indicator ia valori cuprinse între 0,8386 în Spania și 2,2820 în Slovacia (tabelul nr. 20). Fiind construit să reflecte în mod adecvat creșterea economică predominant intensivă, randamentul de scară „avantajează” acele țări unde a avut loc o ușoară creștere a populației ocupate în cel puțin unul dintre segmentele acesteia.

Tabelul nr.20

Valoarea estimată a randamentelor de scară a segmentelor populației ocupate în contextul elasticității de substituție în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	$\alpha_2 + \beta_2$	$T_{\alpha_2} + T_{\beta_2}$	$(\alpha_1; \beta_1)_{med}$	$\frac{\alpha_1 + \beta_1}{2}$
Cehia	0,8179	1,2327	0,7131	0,6408
Slovacia	2,2820	2,0642	1,1055	1,0729
Irlanda	1,6004	1,1881	1,3470	1,4357
Spania	0,8386	1,0072	0,8326	0,9293
Regatul Unit	2,2159	1,9545	1,1337	1,1312

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

De asemenea, suma coeficienților de aliniere joacă un rol deloc neglijabil. Pe de altă parte, distribuția celor doi coeficienți de aliniere influențează mărimea mediei ponderate a elasticităților propriu-zise. Se observă că această influență este favorabilă în cazul Cehiei, Slovaciei și Regatului Unit.

Relaxarea restricției privind mărimea elasticității de substituție între segmentul nemanual și segmentul manual al populației ocupate impune, așa cum am arătat anterior, estimarea parametrilor funcției:

$$\ln Y = \ln A_3 + \alpha_3 * \ln Lw + \beta_3 * \ln L_B + \gamma_3 \ln^2(Lw / L_B)$$

Elasticitatea propriu-zisă a PIB în raport cu transformata indicelui de devansare a dinamicii profesiilor manuale de către dinamica profesiilor nemanuale sunt, exceptând, Grecia și Slovenia, pozitive și supraunitare (tabelul nr. 21).

Tabelul nr. 21

Parametrii estimați ai funcției de producție

$$\ln Y = \ln A_1 + \gamma_1 * \ln^2(Lw / L_B)$$

în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	$\ln Y_R$	$\ln A_{1(Lw/L_B)}$	γ_1	$R^2(\ln Y; \ln^2(Lw / L_B))$
România	0,0467	0,0311	1,5134	0,2961
Cehia	0,1060	0,0561	2,0124	0,8401
Estonia	0,2190	0,0536	13,5510	0,6461

Țara	$\ln Y_R$	$\ln A_{(LW/L_B)}$	γ_1	$R^2(\ln Y; \ln^2(LW/L_B))$
Slovacia	0,1986	0,1262	9,0600	0,6338
Slovenia	0,1806	0,1621	6,11E-0,9	0,2843
Germania	0,0692	0,0042	1,9807	0,8305
Grecia	0,1363	0,1177	2,45E-09	0,3587
Irlanda	0,4059	0,3077	6,0092	0,5587
Italia	0,0871	0,0354	2,0128	0,9573
Portugalia	0,1665	0,0854	1,2832	0,6420
Spania	0,1496	0,0280	7,6494	0,8745
Regatul Unit	0,1296	0,1113	2,2546	0,0808

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Respectivul indicator ia valori cuprinse între 1,5 și 2,3 în România, Cehia, Germania, Italia, Portugalia și Regatul Unit și peste 6,0 în Estonia, Slovacia, Irlanda și Spania (tabelul nr. 22).

Tabelul nr. 22

Elementele determinante ale elasticității propriu-zise ale PIB în raport cu transformata indicelui de devansare a profesiilor nemanuale de către profesiile manuale în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	$\frac{\ln Y_R}{\ln^2(LW/L_B)_R}$	$\frac{CV(\ln Y)}{CV(\ln^2(LW/L_B))}$	$R(\ln Y; \ln^2(LW/L_B))$
România	4,5305	0,6139	0,5442
Cehia	4,2748	0,5136	0,9166
Estonia	17,9424	0,9396	0,8038
Slovacia	24,8524	0,4579	0,7961
Slovenia	5,964E-08	0,1921	0,5332
Germania	2,1087	1,0307	0,9113
Grecia	1,795E-08	0,2279	0,5989
Irlanda	24,8384	0,3237	0,7475
Italia	3,3910	0,6067	0,9784
Portugalia	2,6344	0,6079	0,8012
Spania	9,4108	0,8692	0,9351
Regatul Unit	15,9670	0,4968	0,2843

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Coeficienții de corelație $R(\ln Y; \ln^2(L_w / L_B))$ iau valori cuprinse între 0,2843 în Regatul Unit și 0,9784 în Italia. Mărimi de peste 0,9000 au fost înregistrate în Cehia, Germania și Spania. În cazul României valoarea acestui indicator este de 0,5442 superioară în mărime absolută valorilor $R(\ln Y; \ln L_w)$ și $R(\ln Y; \ln L_B)$. O situație similară se întâlnește și în estimările referitoare la Cehia.

Calculul parametrilor funcției $\ln Y = \ln A_3 + \alpha_3 * \ln L_w + \beta_3 * \ln L_B + \gamma_3 \ln^2(L_w / L_B)$ conduce la niveluri ale coeficientului de determinație cuprinse între 0,5733 în România și 0,9981 în Regatul Unit (tabelul nr. 23).

Tabelul nr. 23

Parametrii estimați ai funcției de producție

$$\ln Y = \ln A_3 + \alpha_3 * \ln L_w + \beta_3 * \ln L_B + \gamma_3 \ln^2(L_w / L_B)$$

în unele țări europene în perioada 1995-2002

Țara	$\ln A_3$	α_3	β_3	γ_3	R_3^2
România	0,0174	0,3196	1,4643	8,1714	0,5733
Cehia	0,0298	0,7062	0,2217	2,2557	0,9011
Estonia	0,1145	-4,7339	2,8839	22,7928	0,7370
Slovacia	-1,15E-05	2,4006	-0,3109	6,4903	0,6919
Slovenia	-0,0900	3,2903	1,0330	-3,75E-09	0,9772
Germania	-0,0007	1,5526	0,3614	0,1104	0,9743
Grecia	-0,0353	1,3531	-0,0225	1,06E-09	0,9594
Irlanda	0,0790	0,0765	1,3528	4,4207	0,9607
Italia	0,0016	-0,3263	-0,9039	2,5188	0,9910
Portugalia	0,0506	-0,0621	1,1279	-1,1845	0,9822
Spania	-0,0048	0,8396	0,0541	-1,7303	0,9972
Regatul Unit	0,0069	1,2791	0,7477	1,4668	0,9981

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Se poate observa că în țările central-europene, comparativ cu cele occidentale, valorile coeficientului de determinație sunt mai scăzute. Astfel, indicatorul menționat anterior este de 0,6919 în Slovacia, de 0,7370 în Estonia, de 0,9011 în Cehia, de 0,9772 în Slovenia, și de 0,9594 în Grecia, de 0,9607 în Italia, de 0,9743 în Germania, de 0,9822 în Portugalia, de 0,9910 în Italia, de 0,9972 în Spania.

Calculul coeficienților de aliniere pune în evidență faptul că pot fi validate doar regresiile referitoare la Slovacia, Irlanda și Regatul Unit (tabelul nr. 24).

Tabelul nr. 24

Coeficienții de aliniere aferenți parametrilor funcției de producție

$$\ln Y = \ln A_3 + \alpha_3 * \ln Lw + \beta_3 * \ln L_B + \gamma_3 \ln^2(Lw / L_B)$$

în unele țări europene în perioada 1995-2002

1994=100

Țara	T_{α_3}	T_{β_3}	T_{γ_3}
România	3,9311	-5,4480	5,3993
Cehia	0,4140	-0,5224	1,1209
Estonia	1,4345	-1,5477	1,6820
Slovacia	0,6908	0,2339	0,7164
Slovenia	1,5257	-0,7783	-0,6137
Germania ^{x)}	1,1747	-0,3459	0,0557
Grecia ^{xx)}	0,9048	-0,0865	0,4327
Irlanda	0,0661	0,7895	0,7357
Italia	-0,4690	0,3628	0,7991
Portugalia	0,1208	1,5083	-0,9231
Spania	1,1570	0,04776	-0,2262
Regatul Unit	0,7962	1,1398	0,6506

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Pornind de la rezultatele anterioare, se poate determina randamentul de scară al segmentelor nemanual și manual al populației ocupate, care este de 2,0897 în Slovacia, de 1,4293 în Irlanda și de 2,0268 în Regatul Unit (tabelul nr. 25).

Se observă că datorită micșorării sumei coeficienților de aliniere aferenți parametrilor α și β în regresia $\ln Y = \ln A_3 + \alpha_3 * \ln Lw + \beta_3 * \ln L_B + \gamma_3 \ln^2(Lw / L_B)$ comparativ cu regresia: $\ln Y = \ln A_2 + \alpha_2 * \ln Lw + \beta_2 * \ln L_B$ se asistă la o diminuare a valorii randamentelor de scară.

Tabelul nr.25

Valoarea estimată a randamentelor de scară ale segmentelor populației ocupate în cazul elasticității de substituție constante, restricționate în unele țări europene în perioada 1995-2002

Țara	$\alpha_3 + \beta_3$	$T_{\alpha_3} + T_{\beta_3}$	$(\alpha_1; \beta_1)_{med}$	$\frac{\alpha_1 + \beta_1}{2}$
Slovacia	2,0897	0,9247	2,2599	1,0729
Irlanda	1,4293	0,8556	1,6705	1,4357
Regatul Unit	2,0268	1,9360	1,0469	1,1312

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Contribuția celor două segmente ale populației ocupate la obținerea mărimii estimate a randamentelor de scară este influențată de prezența fenomenului de colinearitate reflectat indirect de valorile coeficienților de aliniere, așa cum rezultă din tabelul nr.26.

Tabelul nr.26

Contribuția profesiilor nemanuale la obținerea randamentului de scară în unele țări europene în perioada 1995-2002

Țara	$\frac{\alpha_3}{\alpha_3 + \beta_3}$	$\frac{\alpha_1}{\alpha_1 + \beta_1}$
Slovacia	114,9	161,9
Irlanda	5,4	75,1
Spania	93,9	39,0
Regatul Unit	63,1	71,0

%

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Mărimea contribuției profesiilor nemanuale la obținerea randamentului de scară este semnificativ diminuată în cazul Slovaciei, Irlandei și majorată în cazul Spaniei. Calculul elasticității de substituție dintre profesiile nemanuale și profesiile manuale relevă o valoare pozitivă, dar subunitară în cazul Slovaciei (0,0268) și valori negative, dar foarte apropiate de zero în cazul Irlandei (-0,0083) și Regatului Unit (-0,1917). La obținerea respectivelor rezultate elasticitățile propriu-zise ale PIB în raport cu cele trei variabile explicative avute în vedere au un rol determinant.

Utilizarea în cadrul formulei de determinare a elasticității de substituție a elasticităților propriu-zise conduce la valori care au același semn cu cele obținute pe baza elasticităților derivate ale regresiei trifactoriale (tabelul nr. 27).

Tabelul nr.27

Elementele determinante ale valorii estimate a elasticității de substituție dintre profesiile nemanuale și profesiile manuale în unele țări europene în perioada 1995-2002

Indicator	Slovenia	Irlanda	Regatul Unit
σ_1	0,0268	-0,0083	-0,1917
σ_0	-0,1064	-0,1663	-0,1702
m	-0,3819	0,6758	2,4488
n	2,6071	5,1897	1,4035
g	0,7471	0,0773	0,4113
h	-0,8443	4,0630	0,9555
j	1,5945	1,2589	0,6721

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

$$\text{N.B. } \sigma_1 = \frac{1}{1 - 2 \frac{\gamma_3}{\alpha_3} * (1 + \frac{\alpha_3}{\beta_3})}; \quad \sigma_0 = \frac{1}{1 - 2 \frac{\gamma_1}{\alpha_1} * (1 + \frac{\alpha_1}{\beta_1})}; \quad m = \frac{\alpha_1}{\beta_1};$$

$$n = \frac{\gamma_1}{\alpha_1} \quad g = \frac{T_{\alpha_3}}{T_{\alpha_3} + T_{\beta_3}} \quad h = \frac{1 - g + mg}{2g * (1 - g)(1 + m)}; \quad j = \frac{2T_{\gamma_3}}{T_{\alpha_3} + T_{\beta_3}}.$$

Este de remarcat că distribuția coeficienților de aliniere a acționat în direcția reducerii valorii absolute estimate a elasticității de substituție în cazul Sloveniei și Irlandei. În schimb în cazul Regatului Unit se constată că interacțiunile dintre cele trei variabile explicative au determinat o creștere a valorii indicatorului calculat.

4.3. Concluzii referitoare la intensitatea substituției dintre segmentul profesiilor manuale și segmentul profesiilor nonmanuale în țările europene

Analiza efectuată relevă faptul că procesul de creștere economică din ultimul deceniu în Europa a avut loc pe fondul unor sensibile mutații în structura profesională. Sub impactul extinderii noilor tehnologii și a continuării terțIALIZĂRII activității economice s-a conturat o tendință de majorare a ponderii profesiilor nemanuale în totalul populației. Acest fapt nu a însemnat însă în mod automat și o sporire a proporțiilor profesiilor considerate ca având un nivel ridicat de calificare. Remodelarea structurii profesionale este legată nu numai de ritmul creșterii economice, ci și de

modificările din structura cererii și ofertei de forță de muncă sau de nivelul de dezvoltare a economiei.

Experiența acumulată la nivel internațional arată că țările vest-europene cu economie de piață consolidată au avut comparativ cu țările central-europene performanțe mai bune, atât în ceea ce privește ritmul de creștere al PIB, și al ocupării forței de muncă, cât și în majorarea ponderii profesiilor cu calificare superioară. Regula nu exclude însă în totalitate excepția. Spre exemplu, chiar și în condițiile unei creșteri economice, în Irlanda s-a înregistrat o sporie a ponderii profesiilor manuale necalificate, afirmație valabilă și pentru Portugalia. În țările central-europene, în condițiile derulării nu lipsite de turbulențe a procesului de transformare, profesiile nemanuale cu un nivel redus de calificare au înregistrat creșteri substanțiale ale ponderilor în totalul populației ocupate.

Estimarea valorilor elasticităților propriu-zise ale PIB în raport cu populația ocupată totală arată o creștere economică intensivă (cu eliberare de forță de muncă) în țările central-europene și o creștere economică preponderent intensivă (cu atragere de forță de muncă) în țările vest-europene. De regulă, în raport cu segmentul nemanual al populației ocupate, creșterea economică a fost preponderent intensivă, iar în raport cu segmentul manual al populației ocupate creșterea economică a fost intensivă în ambele categorii de țări.

Pe de altă parte, se observă că în țările vest-europene există o corelație mai puternică între expansiunea PIB și evoluția numărului de persoane ocupate, comparativ cu țările central-europene. Din acest motiv, coeficienții de determinare aferenți unei funcții de producție de tip Cobb-Douglas sau Kmenta care au drept variabile explicative segmentul nemanual și respectiv manual al populației ocupate au valori foarte ridicate (mai mari de 0,90) pentru toate cele șapte state vest-europene avute în vedere.

Calculul coeficienților de aliniere arată că pot fi validate doar rezultatele regresiei pentru cinci țări în cazul funcției cvasiomogene de tip Cobb-Douglas și pentru trei țări în cazul funcției cvasiomogene de tip Kmenta. Cauza o constituie nivelul relativ ridicat al colinearității, cu alte cuvinte intensitatea prea puternică a corelației dintre dinamicile celor două segmente ale populației ocupate avute în vedere.

Elasticitatea de substituție între segmentul manual și nemanual al populației ocupate calculată pentru Slovacia, Irlanda și Regatul Unit este foarte apropiată de zero. Acest rezultat reflectă în opinia noastră nu atât o rigiditate a raportului dintre profesiile nemanuale și cele manuale, cât mai ales perioada de timp relativ scurtă pentru care a fost efectuată analiza.

Capitolul 5

Potențialul uman de cercetare-dezvoltare al economiei românești: evoluții și perspective în context european

Exigențele noii economii bazate pe cunoaștere au adus în prim-planul dezbaterilor științifice și politice, resursele umane în dubla lor calitate: creatoare și purtătoare - utilizatoare de noi cunoștințe. În viziunea modernă, omul nu mai trebuie să fie un receptor pasiv de informații, ci trebuie să devină un actor conștient, care să primească, să transforme și să retransmită cunoașterea aprofundată și extinsă.

Dobândirea unei poziții competitive și păstrarea forței concurențiale a unei economii, impun o **continuă creștere a nivelului de calificare a resurselor umane disponibile** și, în special, a celor din domeniile sciențifice și de cercetare-dezvoltare. Performanța economică a unei țări este o rezultată directă a calității potențialului ei uman de cercetare-dezvoltare¹, iar experiențele țărilor dezvoltate (SUA, Japonia) au demonstrat că perfecționarea continuă a resurselor umane conduce în timp la creșterea capacității naționale de inovare și a competitivității economiei.

5.1. Resursele umane angajate în activitatea de cercetare-dezvoltare în Uniunea Europeană

Conștientizarea importanței utilizării unor resurse umane înalt calificate în domeniul cercetării-dezvoltării, dar și creșterea decalajului de competitivitate în raport cu SUA și Japonia, au impus reconsiderarea poziției sistemelor naționale de inovare la nivelul UE și elaborarea unei strategii coerente. „Ținta 2010”, stabilită la Lisabona, apare însă încă greu de atins, în măsura în care nivelul unor indicatori cum ar fi ponderea numărului de cercetători în totalul forței de muncă (5,3/1000 de persoane) se situează încă mult sub nivelul principalelor două competitori (Japonia 9,3 persoane și 8,1 în SUA).

În cadrul UE datele statistice² reflectă existența unor disparități semnificative în ceea ce privește numărul de cercetători și ponderea

¹ O'Mahony, M. și van Ark, B. - *EU productivity and competitiveness: an industry perspective* – European Commission, 2003.

² Key Figures, 2005, p. 47.

acestui în totalul forței de muncă, putându-se face distincție între trei grupe: țări cu valori ale indicatorului apropiate de SUA și Japonia (Suedia și Finlanda), țări cu valori puțin peste media UE (Germania, Franța, Marea Britanie, Belgia și Danemarca) și țări sub media europeană. În ceea ce privește Suedia trebuie subliniat că activitatea de cercetare-dezvoltare din această țară este puternic susținută financiar, ponderea cheltuielilor de cercetare-dezvoltare în PIB fiind deja mai mare decât ținta de 3% propusă prin strategia 2010.

Așa cum am arătat anterior, exigențele economiei bazate pe cunoaștere impun creșterea continuă a nivelului mediu de calificare al forței de muncă, la nivelul UE și SUA rezultatele acestor eforturi devenind semnificative în planul creșterii productivității muncii încă de la sfârșitul anilor '80 (tabelul nr. 28).

Tabelul nr. 28

Ritmul mediu anual de creștere a productivității muncii în funcție de nivelul de pregătire

(%)

Nivel de calificare	1979-1980		1990-1995		1995-2001	
	UE	SUA	UE	SUA	UE	SUA
Ridicat	1,8	1,5	1,7	1,5	1,6	2,4
Mediu-ridicat	2,2	-0,4	2,3	-0,6	2,7	1,0
Mediu-inferior	1,9	1,3	2,0	1,2	1,3	3,0
Inferior	2,5	1,4	2,7	1,8	1,1	0,6

Sursa: O'Mahony, M. și van Ark, B. - EU productivity and competitiveness: an industry perspective – European Commission, 2003, p. 85.

Față de sfârșitul anului 1979, în 2001 nivelul productivității resurselor umane cu nivel de calificare inferior se situează atât în SUA, cât și în UE la mai puțin de jumătate, această evoluție subliniind încă o dată corelația puternică existentă între nivelul de calificare a forței de muncă și nivelul tehnologic al economiei.

Cu toate că ritmurile de creștere a productivității muncii în UE au fost superioare celor din Statele Unite, nivelul acestora nu a atins încă valorile înregistrate în SUA, existând în prezent semnale puternice de conturare a unei descreșteri de ritm. Printre principalele cauze identificate se numără reducerea capital-intensivității¹ activităților și îmbătrânirea forței de muncă, precum și nivelul scăzut al contribuției sectorului întreprinderi la activitatea

¹ EU Key Figures, 2005.

de cercetare-dezvoltare de numai 55,6% față de 63,1% în SUA și 73,9% în Japonia.

În perioada 1990 – 2000 ponderea forței de muncă înalt calificate în totalul forței de muncă a crescut atât în SUA, cât și în unele țări ale UE (Marea Britanie, Franța, Germania și Olanda), putându-se constata o tendință de convergență cu evoluțiile nivelului tehnologic general al economiilor respective și al productivității (tabelul nr. 29).

Experiența țărilor dezvoltate arată că, în ultimă instanță, nivelul tehnologic al unei economii este datorat resurselor umane înalt calificate și a celor din cercetare-dezvoltare, acestora din urmă revenindu-le responsabilitatea producerii și exploatarei cunoștințelor. Intensificarea relațiilor dintre cercetare și industrie permite firmelor o mai bună valorificare a cunoștințelor disponibile, adecvarea cunoștințelor explicite și tacite ale firmei și organizației la acestea, dar și creșterea pe ansamblu a inovativității firmei.

Tabelul nr. 29

Evoluția ponderii forței de muncă înalt calificate în perioada 1990-2000

(%)

	SUA	Marea Britanie	Franța	Germania	Olanda
1990	23,7	10,9	15,5	11,3	6,6
1995	25,2	14,9	15,2	10,6	7,8
2000	27,2	18,2	16,4	10,4	9,3

Sursa: O'Mahony, M. și van Ark, B. - *EU productivity and competitiveness: an industry perspective* – European Commission, 2003, p. 103.

Privită ca sistem societal complex, organizația învață și se dezvoltă continuu de pe urma învățării și perfecționării individuale a membrilor săi, câștigând astfel în planul competitivității. Dezvoltarea activităților de cercetare-dezvoltare și inovare la nivelul firmelor individuale stimulează transferul de cunoștințe prin intermediul programelor de cooperare regionale, naționale și internaționale, sau prin migrația profesională intra sau inter-sectorială.

Rolul resurselor umane educate și ocupate în domeniile aparținând științei și tehnologiei¹ în economiile bazate pe cunoaștere este fundamental,

¹ În categoria resurselor umane din știință și tehnologie sunt cuprinse acele persoane care și-au finalizat studiile în domeniile științe naturale, inginerie și tehnologie, științe medicale, științe agricole, științe sociale și umaniste (manualul Canberra), precum și acele persoane care, deși nu dețin educație formală, sunt ocupate în aceste domenii (tehnicieni și asimilați) (n.a.).

deoarece acest tip de resurse contribuie decisiv la extinderea activităților de cercetare-dezvoltare și inovare tehnologică. La nivelul UE se înregistrează variații semnificative în ceea ce privește forța de muncă din știință și tehnologie. În anul 2003 ponderea deținută de forța de muncă din știință și tehnologie în totalul forței de muncă a avut valori cuprinse între 21,2% (Danemarca) și 7,8% (Portugalia), media la nivelul UE fiind 13,8% (tabelul nr. 30).

Și în ceea ce privește ritmul anual de creștere al numărului total de cercetători, UE se situează în urma SUA (Eurostat), în anul 2001 cele mai ridicate valori fiind înregistrate în Belgia și Danemarca (ambele 5,8%), iar cea mai scăzută în Germania (0,5%).

Tabelul nr. 30

Distribuția ponderii forței de muncă din știință și tehnologie în totalul forței de muncă în țările UE

Valori peste media UE	Danemarca (21,2%), Suedia (20,6%), Finlanda (20,3%), Belgia (19,2%), Cipru (17,4%), Marea Britanie (16,2%), Olanda (16,0%)
Valori în jurul mediei UE (13,8%)	Franța (15,6%), Spania (15,3%), Irlanda (15,0%), Estonia (14,7%), Germania (14,4%), Slovenia (13,7%), Lituania (13,4%), Grecia (13,4%), Luxemburg (13,3%), Ungaria (12,7%)
Valori sub media UE	Polonia (10,5%), Letonia (9,8%), Austria (9,4%), Malta (9,2%), Cehia (9,1%), Italia (8,8%), Slovacia (8,6%), Portugalia (7,8%)

Sursa: *Key Figures*, 2005, p. 50.

Eforturile UE de a recupera rapid decalajele de competitivitate față de Japonia și SUA s-au concretizat și în creșterea numărului de noi absolvenți ai programelor de doctorat în știință și tehnologie, aceștia reprezentând cel mai valoros output al sistemului de educație și perfecționare profesională. Creșterile cantitative dar și calitative ale resurselor umane înalt calificate vor avea ca rezultat accelerarea proceselor de generare și difuzare de noi cunoștințe și creșterea competitivității.

Din punctul de vedere al perspectivelor de dezvoltare și competitivitate prin inovare, unii autori consideră că principala grupă de interes este cea a personalului cu vârsta cuprinsă între 25 și 34 de ani, ținând cont că aceasta este perioada celor mai importante acumulări, dar și de accentuarea fenomenului de îmbătrânire a personalului. La nivelul UE-25,

circa 35% dintre lucrătorii în știință și tehnologie aparțin grupei de vârstă 45-64 de ani, față de 31% în grupa 25-34 ani.

Analiza ponderii numărului de lucrători din știință și tehnologie din grupa de vârstă 25-34 de ani în totalul forței de muncă din diferitele țări UE relevă poziționarea unor țări ca Suedia, Finlanda, Danemarca sau Germania pe poziții dezavantajoase (valori între 20% și 23%) în raport cu alte țări ale căror performanțe și potențial în domeniul cercetării-dezvoltării sunt mult inferioare, cum ar fi Malta (aproape 50%), Portugalia (45%) Slovenia (40%) sau Polonia (38%).

În ultimii ani¹, cele mai rapide ritmuri de creștere ale numărului de doctori din grupa de vârstă 25-34 de ani la 1000 de locuitori au fost înregistrate în Portugalia și Spania, apropiindu-se astfel în anul 1999 de media UE (0,55%) și depășind Japonia (0,24%). Valori semnificativ mai mari decât media europeană dețin Suedia, Finlanda, Germania și Franța, Suedia atingând valorile cele mai ridicate atât la numărul de doctori din grupa de vârstă 25-34 de ani la 1000 de persoane, cât și în ceea ce privește ritmul de creștere al numărului de noi doctori.

Atingerea „Țintei 2010”, respectiv de „cea mai competitivă economie bazată pe cunoaștere”, are în vedere creșterea semnificativă a contribuției sectorului întreprinderilor la activitatea de cercetare-dezvoltare (două treimi din cheltuielile de cercetare-dezvoltare trebuie să fie asigurate de către firme). Atât în Japonia, cât și în SUA sectorul întreprinderilor contribuie cu mai mult de 60% din totalul cheltuielilor de cercetare-dezvoltare, media UE-25 fiind de 55,6%. În Suedia, Finlanda, Germania, Belgia și Irlanda contribuția sectorului întreprinderilor la totalul cheltuielilor depășește semnificativ media europeană, în timp ce în Danemarca și Slovenia valorile sunt doar ușor superioare mediei (61,4% și, respectiv, 60%). Valori mult inferioare mediei se înregistrează în Cipru, Letonia, Lituania și Estonia (sub 30%), în Letonia însă 35,6% din cheltuielile de cercetare-dezvoltare fiind asigurate din surse de finanțare externe. La nivelul UE-25, în perioada 1996-2001 sectorul întreprinderilor² a avut o creștere medie anuală a numărului de cercetători echivalent normă întreagă (ENI) de 3,68%, ritm care s-a diminuat ulterior.

Se observă că între numărul de cercetători ENI din sectorul întreprinderilor și contribuția acestuia la finanțarea activității de cercetare-dezvoltare există o relație directă, și că, deși decalajele față de SUA și Japonia se mențin, la nivelul UE începe să se contureze o tendință de reducere a acestora.

¹ Community Innovation Survey 3RD Edition, European Commission and Eurostat.

² EU, Key Figures 2005.

Tabelul nr. 31

Structura numărului de cercetători ENI pe principalele sectoare de execuție în țările UE, SUA și Japonia în anii 2001 și 2003

(%)

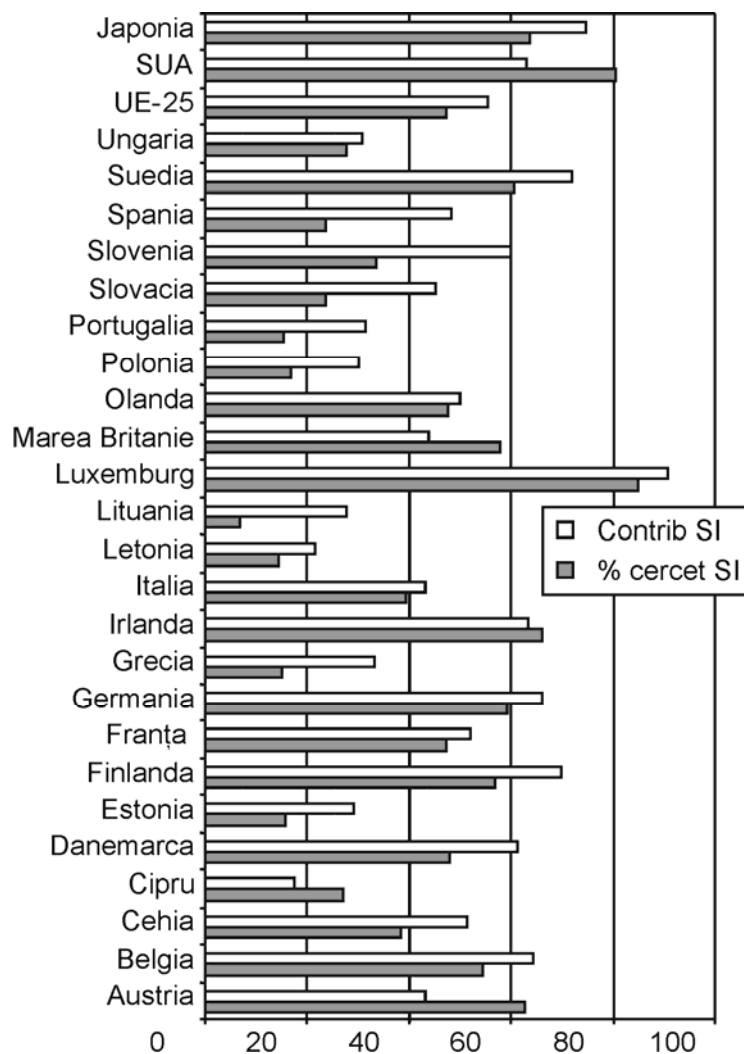
	2001			2003		
	SI	SG	SIS	SI	SG	SIS
Austria	62,6	5,1	31,8	66,3	4,1	28,9
Belgia	54,5	4,0	40,4	57,2	7,4	34,6
Cehia	38,4	32,3	28,4	41,5	30,6	27,3
Cipru	...	...	...	27,2	23,9	44,6
Danemarca	47,9	20,7	30,2	59,7	9,3	30,5
Estonia	...	...	...	15,6	16,1	66,3
Finlanda	56,9	12,3	29,8	56,6	11,3	31,2
Franta	47,1	15,2	35,8	51,1	12,9	34,1
Germania	59,3	14,4	26,3	58,1	14,7	27,2
Grecia	15,2	13,6	71,0	26,4	13,8	59,5
Irlanda	66,1	8,7	25,2	63,8	6,4	29,8
Italia	39,5	21,7	38,9	39,3	19,0	39,7
Letonia	...	...	...	14,5	16,1	69,4
Lituania	...	...	...	6,7	25,5	67,8
Luxemburg	...	...	...	85,0	13,6	1,3
Marea Britanie	57,9	9,1	31,1	57,9	9,1	31,1
Olanda	47,6	14,1	37,2	46,9	15,6	36,4
Polonia	16,9	18,7	64,3	11,7	22,6	65,6
Portugalia	15,5	21,0	50,3	19,4	16,2	51,4
Slovacia	23,5	25,4	51,0	19,9	25,3	54,8
Slovenia	33,6	32,3	30,7	36,2	32,0	28,3
Spania	23,7	16,7	58,6	29,8	16,7	53,2
Suedia	60,6	4,9	34,5	60,6	4,9	34,5
Ungaria	27,8	31,8	40,5	29,5	31,2	39,2
UE-25	47,3	14,5	36,0	49,0	13,4	36,5
SUA	80,5	3,8	14,7	80,5	3,8	14,7
Japonia	63,7	5,0	29,6	67,9	5,0	25,5

Sursa: Key Figures 2003-2004, p. 43 și Key Figures 2005, p. 49.

Nota: SI – sectorul întreprinderilor; SG – sectorul guvernamental; SIS – sectorul învățământ superior.

Figura nr. 1

Contribuția sectorului întreprinderi la finanțarea activității de cercetare-dezvoltare și ponderea numărului de cercetători ENI din sectorul întreprinderi în țările UE, SUA și Japonia în anul 2002



De altfel, datele statistice existente la nivelul UE reflectă la nivelul sectorului întreprinderilor, o tendință de creștere a gradului de ocupare în sectoarele *high* și *medium-tech* (tabelul nr. 32).

Tabelul nr. 32

**Evoluția gradului de ocupare în sectoarele *high* și *medium-tech*
în unele țări UE**

(% în total forță de muncă)

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
UE-25	:	:	:	:	:	:	29,24	29,8	30,24	30,59	33,14
UE-15	:	29,9	30,5	31,01	31,38	32	32,3	32,85	33,29	33,61	34,55
Zona euro	:	27,6	28,29	28,79	29,16	29,69	29,99	30,5	30,93	31,33	32,34
Belgia	33,59	32,9	34,6	34,91	35,88	36,72	36,79	38,08	37,79	39,01	38,58
Cehia	:	:	:	22,86	22,58	22,81	24,05	24,15	23,87	24,47	24,56
Danemarca	38,87	38,96	40,12	40,85	40,63	41,56	42,13	42,71	43,98	43,21	42,3
Germania	:	26,9	27,92	28,55	29,23	29,92	30,37	31,02	31,8	32,99	33,36
Estonia	:	:	:	27,53	28,05	28,65	26,88	28,03	30,86	31,61	27,49
Grecia	20,08	20,1	20,45	20,78	21,76	22,13	22,16	22,77	22,73	23,07	24,86
Spania	21,75	22,2	23,59	23,88	23,87	24,01	24,54	24,9	25,54	25,44	26,08
Franța	33,12	33,5	33,55	33,91	34,29	34,72	34,68	35,03	35,53	34,71	36,23
Irlanda	28,27	29,2	30,05	29,3	30,31	31,19	31,68	31,92	33,4	33,37	33,41
Italia	23,53	24	24,35	25,11	25,72	26,21	26,66	26,93	27,45	27,43	30,24
Letonia	:	:	:	:	22,63	24,22	24,77	24,72	24,83	23,97	24,6
Lituania	:	:	:	:	23,41	24,16	26,26	26,77	24,73	24,22	24,95
Luxemburg	29,48	30,5	33,43	34,26	35,33	37,92	35,49	35,79	38,05	38,59	38,02
Ungaria	:	:	25,27	25,37	25,83	25,49	26,5	26,23	26,46	27,95	28,47
Olanda	37,25	36,7	36,37	36,93	37,99	39,05	39,23	39,95	38,75	42,35	40,98
Austria	:	25,6	26,51	27,54	28,02	27,96	28,14	29,27	30,09	30,26	31,28
Portugalia	:	:	:	:	17,78	18,85	19,15	19,4	19,52	20,01	22,16
Slovenia	:	:	20,8	20,18	21,31	23,08	22,7	23,02	22,82	24,19	24,16
Slovacia	:	:	:	:	:	24,19	24,47	25,34	24,02	24,16	25,07
Finlanda	:	37,3	37,44	37,37	38,3	37,41	37,91	39,14	39,23	39,72	40,34
Suedia	:	44,2	44,19	44,12	43,89	45,38	45,71	46,14	47,05	47,23	46,95
Marea Britanie	36,12	36,8	37,26	37,84	38,43	39,37	39,68	40,37	40,77	41,09	42,11
Islanda	:	38,2	38,4	37,91	37,52	38,87	39,26	40,92	41,93	43,02	42,84
Norvegia	:	:	40,63	40,45	40,97	42,28	42,26	43,61	44,27	44,55	45,6

Sursa: Eurostat.

Se observă că în timp ce în unele țări variația gradului de ocupare în sectoarele *high* și *medium-tech* a fost relativ mică (Franța, Olanda), în altele variația a fost mult mai mare (Luxemburg, Italia sau Irlanda). Analiza datelor statistice permite evidențierea existenței unui decalaj structural între noile țări intrate în UE și celelalte (mai puțin Spania, Grecia și Portugalia). În cadrul Uniunii Europene 41,4% dintre firmele cu activitate de CD își

desfășoară activitatea în domenii cu nivel tehnologic foarte ridicat (*high-tech*) și numai 10% în domenii *low-tech*, o structură asemănătoare fiind și în SUA și Japonia (tabelul nr. 33).

Tabelul nr. 33

**Distribuția activității de cercetare-dezvoltare din sectorul
întreprinderilor după nivelul tehnologic în țările UE în anul 2002**

(%)

	High-tech	Medium high-tech	Medium low-tech Low-tech
Cehia	14,9	70,5	14,6
Germania	26,6	65,6	7,7
Letonia	29,3	45,5	25,2
Polonia	34,2	45,9	20,0
Spania	36,0	41,8	22,3
Franța	44,6	42,0	13,4
Italia	40,9	47,5	11,5
Danemarca	46,1	39,3	14,6
Olanda	46,4	36,4	17,2
Belgia	49,8	31,6	18,6
Slovenia	51,7	32,8	15,5
Suedia	52,2	40,4	7,4
Marea Britanie	56,7	33,6	9,6
Finlanda	62,6	23,4	14,0
Irlanda	64,3	19,0	16,7
Ungaria	64,9	26,0	9,1
Media UE-25	41,4	47,7	10,9
SUA	44,3	44,9	10,8
Japonia	41,6	45,9	12,5

Sursa: Key Figures, 2005, p. 39.

În ceea ce privește însă productivitatea activității de cercetare-dezvoltare în domeniile *high-tech*, evaluată ca număr de brevete EPO la un milion de locuitori, Finlanda deține cele mai ridicate valori, urmată la mare distanță de SUA (tabelul nr. 34).

Tabelul nr. 34

**Evoluția productivității activității de cercetare-dezvoltare
în domeniile *high-tech***

(număr patente high-tech la 1 milion de locuitori)

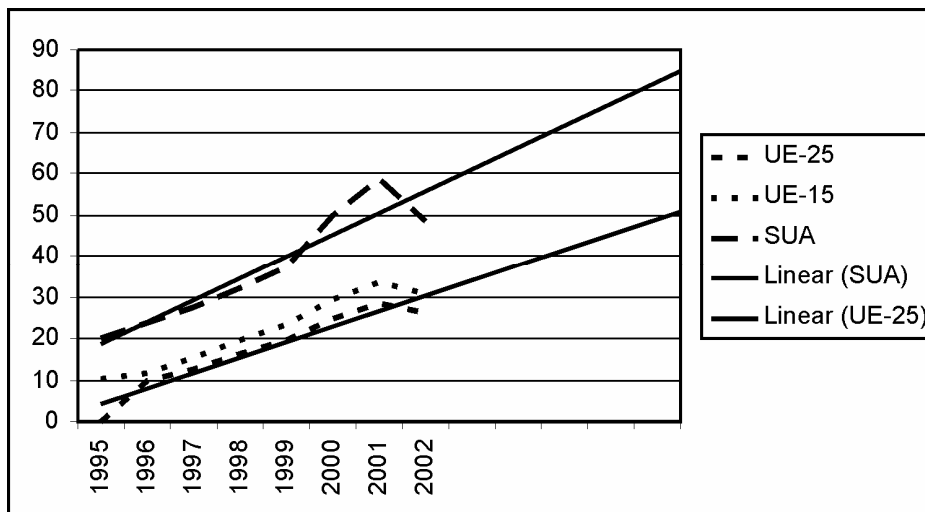
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
UE-25	:	9,79	12,69	16,28	19,45	24,64	28,38	26,01
UE-15	10,44	11,72	15,19	19,45	23,23	29,35	33,71	30,92
SUA	20,16	23,67	27,5	32,04	37,25	50,12	58,78	48,42
Japonia	19,62	22,21	26,96	29,16	32,39	40,07	48,67	40,35
Belgia	10,85	12,26	12,07	16,91	21,23	22,53	24,88	27,73
Cehia	0,36	0,42	0,15	0,74	0,64	0,77	0,76	0,52
Danemarca	13,75	12,91	21,1	24,77	28,95	38,43	45,61	44,88
Germania	13,59	16,36	23,36	29,63	35,33	45,2	51,59	45,48
Estonia	:	0,36	0,23	0,29	1,45	2,43	2,38	2,55
Grecia	0,46	0,27	0,39	0,56	0,88	0,8	2,09	1,39
Spania	1,05	0,93	1,41	2,01	3,07	3,33	4,08	3,53
Franta	12,78	12,35	15,38	20,19	24,57	28,95	31,78	31,81
Irlanda	6,78	6,99	8,21	10,23	15,18	30,15	35,19	26,78
Italia	4,03	4,7	4,68	5,36	5,69	6,81	7,23	7,08
Luxemburg	3,3	1,6	5,98	6,49	9,32	30,53	11,31	7,50
Ungaria	1,04	0,78	0,72	1,26	1,96	3,93	5,37	4,02
Olanda	20,46	23,04	32,32	38,35	48	61,17	73,33	93,00
Austria	7,96	7,58	7,75	10,95	12,42	17,49	20,53	23,59
Polonia	0,1	0,01	0,09	0,17	0,15	0,38	0,39	0,31
Portugalia	0,02	0,06	0,45	0,15	0,43	0,76	0,68	0,80
Slovenia	1,85	0,75	1,34	3,35	1,64	1,83	7,69	3,36
Slovacia	0,15	0,46	0,22	0,37	0,6	0,92	1,19	0,90
Finlanda	44,3	48,8	73,24	99,46	120,17	155,54	165,63	120,16
Suedia	26,41	36,04	44,52	72,61	73,58	102,02	108,21	74,74
Regatul Unit	12,14	13,61	15,78	18,47	22,88	28,66	37,16	32,00
Norvegia	3,96	5,11	8,92	17,01	11,76	15,74	26,44	23,03

Sursa: Eurostat.

Se remarcă însă că productivitatea medie la nivelul UE-15 se situează în continuare sub nivelul SUA, putându-se observa și absența tendinței de reducere a decalajului.

Figura nr. 3

**Evoluția productivității medii a activității de cercetare-dezvoltare
în UE și SUA**



Pe de altă parte, datele tabelului nr. 15 evidențiază tendința de consolidare a decalajelor de competitivitate a activității de cercetare-dezvoltare în interiorul UE: doar opt dintre cele 25 de țări membre ale UE au niveluri ale productivității superioare mediei, dar și între acestea există diferențe semnificative. Spre exemplu, în anul 1995 decalajul dintre Franța și Finlanda era de 31,52 de patente/1 milion de locuitori, iar în 2002 de 88,35 de patente. De altfel, Finlanda deține și cel mai ridicat ritm mediu de creștere al productivității (225,7%), urmată fiind de Suedia (138,55%) și Olanda (91,11%), din acest punct de vedere SUA situându-se doar pe poziția a patra cu un ritm de creștere de doar 69,31%.

Dintre țările nou intrate se remarcă poziția net defavorabilă a Poloniei care a înregistrat cel mai redus nivel al productivității activității de cercetare-dezvoltare în domeniul *high-tech* (0,1%), având o pondere a personalului ocupat în acest domeniu superioară Cehiei, al cărei ritm de creștere a fost ceva mai bun (0,46%).

Se observă așadar că în ceea ce privește resursele umane angrenate în activitatea de cercetare-dezvoltare și competitivitatea acestora, UE se confruntă cu două provocări: decalajul față de SUA și Japonia și decalajele din interiorul său.

5.2. Personalul de cercetare-dezvoltare în România

Pe fondul unei crize economice prelungite și a absenței unei strategii coerente de restructurare, activitatea de cercetare-dezvoltare din România s-a aflat într-un declin continuu începând cu anul 1990. Activitatea națională de cercetare-dezvoltare prezenta multiple deficiențe încă în timpul economiei de comandă, iar confruntarea brutală cu realitățile economiei de piață nu a făcut decât să pună în evidență mai puternic incapacitatea întregului sistem național de inovare de a face față presiunii concurențiale.

Reducerea dramatică a cheltuielilor de cercetare-dezvoltare și a activității, precum și scăderea atractivității profesiei de cercetător (lipsă de perspectivă, salarizare necorespunzătoare etc.) au determinat scăderea continuă¹ a numărului de salariați din acest domeniu (tabelul nr. 35).

Tabelul nr. 35

Salariații din activitatea de CD după ocupație

(număr de persoane la sfârșitul anului)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Total	57125	48113	37241	37696	38433	39985
Cercetători, din care	30723	26492	23179	23597	24636	25968
Cercetători atestați	13159	10341	8926	8507	8513	9219

Sursa: Anuarul statistic al României, 2004.

Față de 1998, numărul de cercetători atestați reprezintă doar 70%, cea mai drastică scădere înregistrându-se în categoria personalului tehnic (tehnicieni și asimilați). Repartiția salariaților din cercetare-dezvoltare pe principalele opt regiuni de dezvoltare evidențiază o puternică tendință de concentrare a acestora în regiunea București (circa 45%), aceasta împreună cu regiunile Centru și Sud-Vest deținând peste 65% din total (tabelul nr. 36).

Analiza populației ocupate din mediul urban pe principalele regiuni de dezvoltare din România reflectă o tendință de repartizare relativ uniformă a acestora în comparație cu repartiția populației ocupate și a numărului de salariați din activitatea de cercetare-dezvoltare.

¹ Întrucât în perioada 1990-2004 au avut loc frecvente modificări ale sistemelor de înregistrare și prelucrare a datelor, pentru asigurarea comparabilității, s-a optat pentru prezentarea seriilor începând cu anul 1998 (n.a.).

Tabelul nr. 36

**Repartiția numărului de salariați din activitatea de CD
pe principalele regiuni ale României**

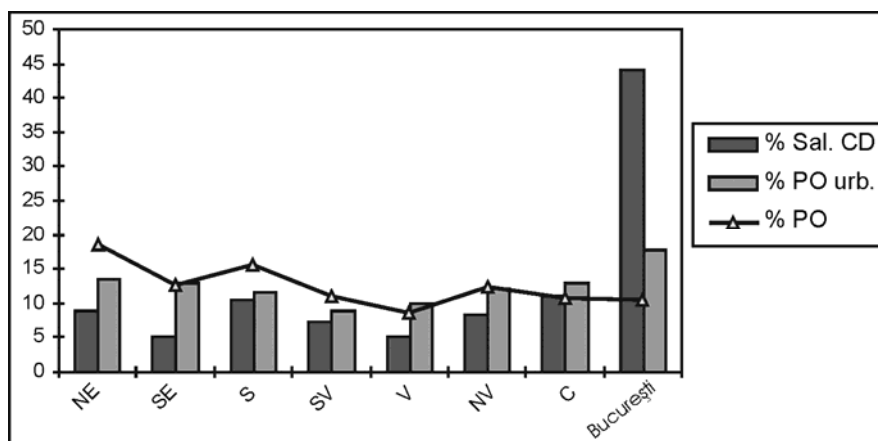
	1998	1999	2000	2001	2002
NE	7.23	7.21	9.43	9.84	8.76
SE	4.88	4.73	5.66	5.53	5.03
S	9.96	9.54	10.68	10.20	10.45
SV	5.50	6.42	7.30	7.36	7.17
V	5.20	4.43	4.85	4.44	5.01
NV	5.81	5.84	6.39	7.94	8.28
Centru	8.90	9.07	10.24	9.79	11.14
București	52.51	52.75	45.45	44.90	44.15
Total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Sursa: calculat pe baza datelor INS.

Din figura nr. 4 se poate observa că regiunea București iese în evidență în ceea ce privește ponderea numărului de salariați din activitatea de cercetare-dezvoltare în totalul populației ocupate, acest fapt datorându-se în principal disparităților majore dintre nivelurile de dezvoltare regională. Mai mult, principalele centre de cercetare academică, dar și majoritatea firmelor care realizează acest tip de activitate sunt amplasate în marile aglomerări urbane (București, Iași, Timișoara, Cluj-Napoca).

Figura nr. 4

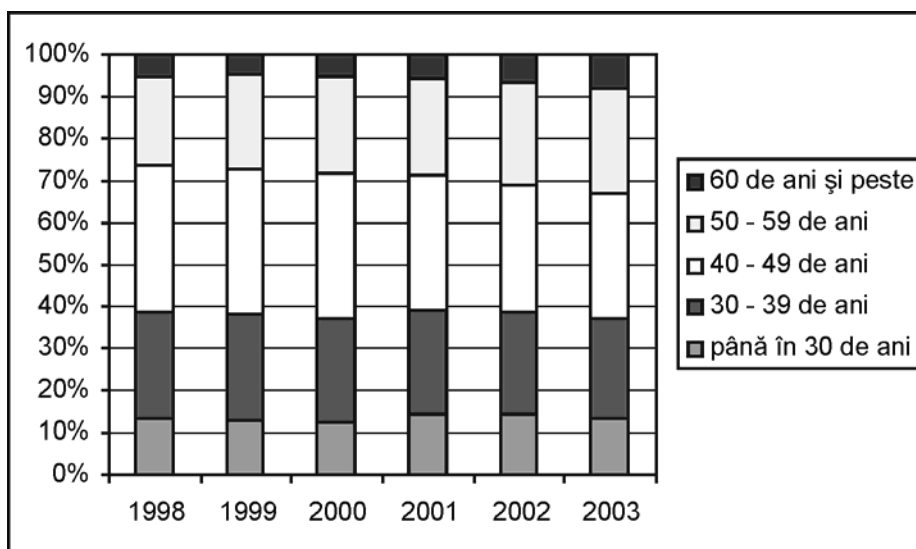
Distribuția ponderii numărului de salariați din activitatea de cercetare-dezvoltare, a populației ocupate și a populației ocupate din mediul urban pe principalele regiuni de dezvoltare din România în anul 2002



Ponderea numărului de doctori în știință și tehnologie în totalul personalului cu studii superioare a crescut de la 17% în 1998 la 28,8% în 2003, dar aceasta pe fondul reducerii cu peste 15% a acestuia din urmă. Datele statistice reflectă de asemenea cronicizarea unei tendințe de îmbătrânire a personalului de CD, peste 50% din acesta fiind în vârstă de peste 40 de ani, remarcându-se creșterea cu circa 33% a numărului de cercetători cu vârsta de peste 60 de ani (figura nr. 5).

Figura nr. 5

**Repartiția numărului de cercetători
pe grupe de vârstă**



Analiza repartiției numărului de cercetători pe domenii de activitate relevă o concentrare semnificativă în domeniul științelor ingineresti și tehnologice, remarcându-se totodată ponderea redusă pe care o dețin științele medicale și științele agricole (tabelul nr. 37), domenii care, alături de biotehnologii și știința materialelor, sunt considerate de maximă importanță pentru dezvoltarea umană sustenabilă.

Din punctul de vedere al repartiției pe principalele sectoare instituționale se observă (figura nr. 6) că începând cu anul 1999 ponderea deținută de sectorul întreprinderilor în totalul salariaților din activitatea de cercetare-dezvoltare echivalent normă întreagă (ENI) s-a redus simțitor, ajungând în anul 2003 la 51,23% față de 68,9% în anul 1998.

Tabelul nr. 37

Evoluția repartiției numărului de cercetători pe domenii de activitate în perioada 1998 – 2003

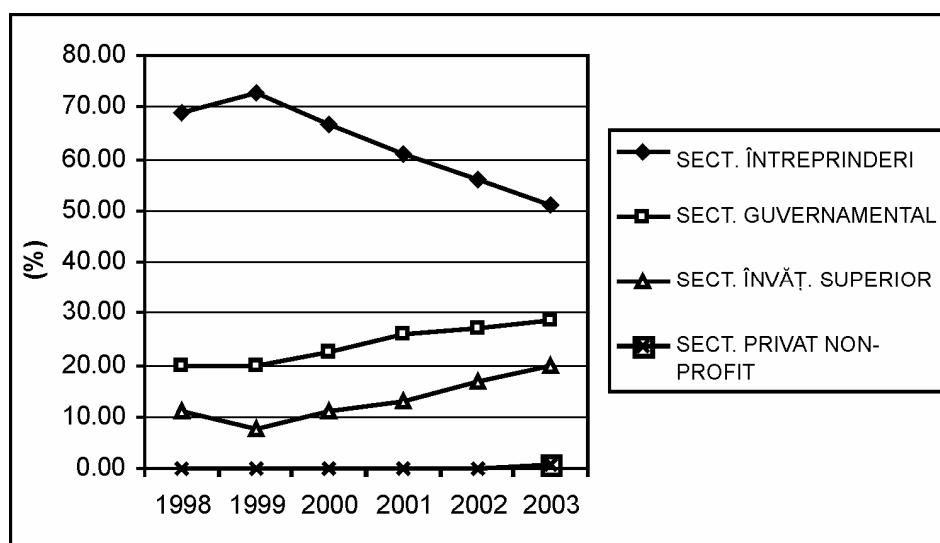
(%)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Științe naturale și exacte	17,34	15,77	16,52	16,02	18,15	16,96
Științe ingineresti și tehnologice	63,62	65,37	62,47	59,27	53,02	53,80
Științe medicale	3,75	4,86	4,19	5,78	8,46	8,73
Științe agricole	7,00	5,06	5,37	5,86	5,28	5,05
Științe sociale	3,10	4,13	5,85	7,81	8,43	9,97
Științe umaniste	5,19	4,81	5,61	5,26	6,66	5,49

Sursa: calculat după *Anuarul statistic al României*, 2004, p. 461.

Figura nr. 6

Evoluția repartiției personalului de CD-ENI pe principalele sectoare instituționale



Modificarea distribuției pe sectoare instituționale a avut loc pe fondul scăderii cu circa 37% a numărului total de salariați CD-ENI, dar și al creșterii ponderii deținute de personalul din sectorul guvernamental și cel al învățământului superior.

Analiza repartiției numărului de cercetători ENI pe principalele sectoare de execuție în corelație cu realitățile internaționale scoate în evidență unele aspecte negative, dintre care reducerea drastică a contribuției sectorului întreprinderi este cel mai important, în măsura în care datele statistice reflectă consolidarea unei tendințe de creștere a acesteia atât în cadrul Uniunii Europene, dar mai ales în Japonia și SUA.

În România sectorul învățământ superior a înregistrat o intensificare a activității (în sensul creșterii ponderii numărului de cercetători), dar acest lucru s-a realizat în detrimentul sectorului întreprinderilor. O posibilă cauză ar fi închiderea sau reducerea activităților de cercetare ale unor firme, sau sectoare industriale, cum este cazul celor din domeniul prelucrării țiclei (de la 33,3% în 1998 la 15,4% în 2000) sau a celulozei și hârtiei (de la 16,2% în 1998 la 0% în 2000).

Tabelul nr. 38

Evoluția distribuției numărului de cercetători ENI pe principalele sectoare de execuție

(%)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Sect. întreprinderi	67,28	65,76	61,97	57,24	52,61	47,32
Sect. guvernamental	23,98	24,30	25,61	28,38	29,25	28,82
Sect. învăț. superior	8,74	9,94	12,41	14,37	18,14	23,57
Sect. privat non-profit	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,29
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Sursa: calculat pe baza datelor din *Anuarul statistic al României*, 2004.

Pe ansamblul sectorului întreprinderi, datele statistice evidențiază contribuția extrem de redusă a sectorului energie electrică și termică, gaze și apă, ceea ce corelat cu structura cheltuielilor (2,55% și respectiv, pentru anul 2003, 2,49% din totalul cheltuielilor sectorului întreprinderilor, peste 45% din acestea fiind destinate salarizării) din acest sector reflectă o lipsă cronică de preocupare pentru identificarea unor soluții eficiente de economisire a resurselor energetice naționale (tabelul nr. 39).

Structura cheltuielilor din sectorul întreprinderilor pe surse de finanțare evidențiază ponderea încă ridicată pe care o dețin fondurile publice și contribuția redusă a fondurilor din străinătate (tabelul nr. 40).

Tabelul nr. 39

Repartiția ponderii numărului de cercetători ENI pe principalele domenii ale sectorului întreprinderi

(%)

	2002		2003	
	Total	Cercet.	Total	Cercet.
Total	100,00	100,00	100,00	100,00
Agricultură, silvicultură și piscicultură	18,06	11,66	17,91	11,55
Ind. extractivă	6,50	7,20	7,17	7,30
Ind. prelucrătoare	66,48	71,80	64,01	68,64
Energie electrică și termică, gaze și apă	1,54	1,75	2,03	2,28
Construcții	1,66	1,39	1,68	1,42
Servicii	5,76	6,21	7,21	8,81

Sursa: calculat pe baza datelor din *Anuarul statistic al României*, 2004, p. 463.

Tabelul nr. 40

Evoluția structurii cheltuielilor din sectorul întreprinderilor pe surse de finanțare

(%)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Agente economici	51,41	60,23	63,07	64,48	61,65	67,06
Fonduri publice	43,52	37,77	33,98	31,01	32,96	28,23
Fonduri din străinătate	1,40	1,95	2,37	4,00	5,04	4,40

Sursa: calculat după *Anuarul statistic al României*, 2004.

De altfel, în numeroase studii a fost relevată slaba capacitate a sectorului întreprinderilor de a accesa și utiliza fondurile de cercetare puse la dispoziție prin programele și granturile internaționale, printre principalele cauze identificate fiind neconcordanța domeniilor și temelor propuse, precum și absența personalului calificat și nerespectarea termenelor (pierderea credibilității).

Pe ansamblul industriei prelucrătoare, peste 70% din cercetătorii ENI (tabelul nr. 41) activează în domeniul construcțiilor metalice, mașini și echipamente, domeniu cu nivel tehnologic mediu și care atrage peste 40% din totalul cheltuielilor din activitatea de cercetare-dezvoltare. Analiza repartiției numărului de cercetători arată că peste 50% din cheltuieli sunt cheltuieli de personal (salarii), cheltuielile de capital deținând ponderi foarte

reduse (valori cuprinse în anul 2003 între 0,91% - fabricarea materialelor de construcții și alte produse din minerale nemetalice - și 33,58% - mobilier și alte activități neclasificate în altă parte).

Tabelul nr. 41

**Structura cheltuielilor totale din activitatea de CD din sectorul
întreprinderi pe categorii de cheltuieli și activități**

(%)

	Ch. totale		Ch. crt.		Ch. capital	
	2002	2003	2002	2003	2002	2003
Sect. întreprinderi – total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Agricultura, silvicultura și piscicultura	12,64	14,32	13,10	15,15	7,59	7,64
Ind. extractivă	9,33	7,88	10,01	8,47	1,92	3,17
Ind. prelucrătoare, din care:	69,61	61,56	67,99	58,73	87,32	84,23
Alimentară, băuturi și produse din tutun	0,56	0,60	0,57	0,65	0,41	0,14
Produse textile, articole de îmbrăcăminte, pielărie și încălțăminte	0,60	0,92	0,65	1,02	0,08	0,13
Prelucrarea lemnului și a produselor din lemn (exclusiv mobila)	0,09	0,00	0,09	0,00	0,04	0,00
Celuloza, hârtie și produse din hârtie	0,48	0,44	0,51	0,47	0,24	0,17
Prelucrarea țigărilor, cocsificarea cărbunelui și tratarea combustibililor nucleari	7,45	8,30	7,39	8,39	8,13	7,58
Substanțe și produse chimice	6,29	4,39	6,23	4,65	6,95	2,31
Produse din cauciuc și mase plastice	1,42	0,72	1,48	0,62	0,70	1,57
Fabricarea materialelor de construcții și alte produse din minerale nemetalice	1,25	1,41	1,32	1,58	0,42	0,12
Metalurgie	5,64	5,42	6,04	5,96	1,20	1,10
Construcții metalice, mașini și echipamente	45,03	38,53	42,91	34,78	68,29	68,63

	Ch. totale		Ch. crt.		Ch. capital	
	2002	2003	2002	2003	2002	2003
Mobilier și alte activități neclasificate în altă parte	0,81	0,82	0,81	0,61	0,86	2,48
Energie electrică și termică, gaze și apă	2,55	2,49	2,66	2,68	1,39	1,03
Construcții metalice, mașini și echipamente	1,21	1,25	1,22	1,29	1,05	0,91
Servicii, din care:	4,65	12,50	5,01	13,68	0,71	3,03
Cercetare-dezvoltare	0,96	3,06	1,04	3,30	0,09	1,15

Sursa: calculat pe baza datelor INS.

Se observă de asemenea ponderea redusă pe care o ocupă sectorul serviciilor, deși trebuie remarcată tendința de creștere manifestată. Cu toate acestea, activitatea de cercetare-dezvoltare continuă să dețină o pondere redusă, în special în contextul noii economii în care serviciile ocupă un loc deosebit de important, deși ponderea cheltuielilor totale destinate acestei activități a crescut.

Nu trebuie ignorat însă faptul că în ultimii ani în România s-a cronicizat fenomenul de subfinanțare a activității de CD: conform Eurostat, România are cea mai mică pondere a cheltuielilor de cercetare-dezvoltare în PIB.

Tabelul nr. 42

Structura cheltuielilor curente din activitatea de CD din sectorul întreprinderi pe categorii de cheltuieli și activități

(%)

	Ch. crt.		Ch. pers.	
	2002	2003	2002	2003
Sect. întreprinderi – total	100,00	100,00	100,00	100,00
Agricultura, silvicultura și piscicultura	13,10	15,15	11,78	14,05
Ind. extractivă	10,01	8,47	9,37	11,16
Ind. prelucrătoare, din care:	67,99	58,73	69,85	61,44
Alimentară, băuturi și produse din tutun	0,57	0,65	0,78	1,12
Produse textile, articole de îmbrăcăminte, pielărie și încălțăminte	0,65	1,02	0,97	1,18
Prelucrarea lemnului și a produselor din lemn (exclusiv mobila)	0,09	0,00	0,10	0,00

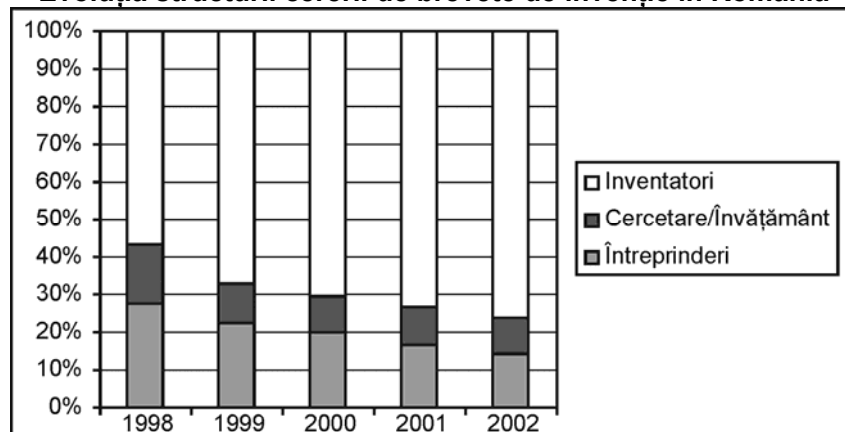
	Ch. crt.		Ch. pers.	
	2002	2003	2002	2003
Celuloză, hârtie și produse din hârtie	0,51	0,47	0,49	0,47
Prelucrarea țiteiului, cocsificarea cărbunelui și tratarea combustibililor nucleari	7,39	8,39	9,35	8,94
Substanțe și produse chimice	6,23	4,65	6,58	5,32
Produse din cauciuc și mase plastice	1,48	0,62	1,67	0,60
Fabricarea materialelor de construcții și alte produse din minerale nemetalice	1,32	1,58	1,70	1,50
Metalurgie	6,04	5,96	5,92	4,68
Construcții metalice, mașini și echipamente	42,91	34,78	41,51	36,91
Mobilier și alte activități neclasificate în altă parte	0,81	0,61	0,78	0,63
Energie electrică și termică, gaze și apă	2,66	2,68	2,21	2,40
Construcții metalice, mașini și echipamente	1,22	1,29	1,32	1,55
Servicii, din care:	5,01	13,68	5,47	9,40
Cercetare-dezvoltare	1,04	3,30	0,91	3,52

Sursa: calculat pe baza datelor INS.

Conform datelor statistice se observă că majoritatea fondurilor alocate activității de CD sunt destinate cheltuielilor de personal, în timp ce cheltuielile de capital continuă să aibă valori cuprinse între 0 (prelucrarea lemnului) și 33,58% (mobiliu și alte activități neclasificate). Activitatea de CD din sectorul întreprinderilor este deficitară și în ceea ce privește productivitatea efectivă, ponderea deținută de sectorul întreprinderilor în totalul cererilor de brevete reducându-se de la 27,64% în 1998 la 14,08% în 2004, o tendință mai lentă de reducere remarcându-se și în sectorul guvernamental și în învățământul superior (figura nr. 7).

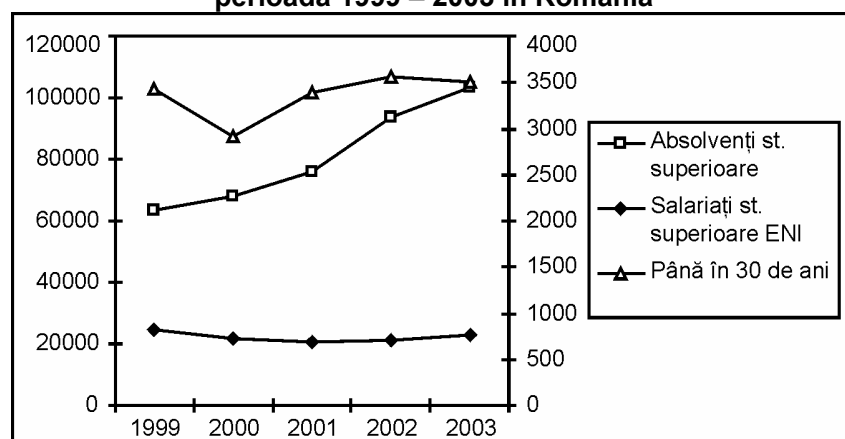
În ceea ce privește productivitatea activității de cercetare-dezvoltare în domeniile *high-tech*, începând cu anul 1992 România se situează constant pe ultimul loc din Europa, deși, conform datelor EUROSTAT, tendința a fost ascendentă (de la 0,04 patente la 1 milion de locuitori în 1992 la 0,22 patente la 1 milion de locuitori în 2002).

Figura nr. 7

Evoluția structurii cererii de brevete de invenție în România

Analiza evoluției numărului de absolvenți de învățământ superior și a numărului de cercetători (figura nr. 8) scoate încă o dată în evidență lipsa de atractivitate a profesiei de cercetător pentru tinerii absolvenți. Pe fondul unei creșteri cu peste 60% a numărului de absolvenți în perioada 1998-2003, numărul de tineri cercetători (cu vârsta mai mică de 30 de ani) a crescut doar cu 2%, în aceeași perioadă numărul total de salariați ENI cu studii superioare din activitatea de cercetare-dezvoltare reducându-se cu circa 7% (reorientare către alte domenii de activitate sau migrație profesională – *brain drain*).

Figura nr. 8

Evoluția numărului de absolvenți și a personalului de CD ENI în perioada 1999 – 2003 în România

Aceste fenomene, alături de îmbătrânirea personalului de cercetare-dezvoltare, relevă existența unui risc major, respectiv pierderea experienței acumulate și a continuității. Spre deosebire de alte domenii de activitate, în care formarea profesională se realizează în doi sau trei ani, în cercetare acest proces durează în medie zece ani. În condițiile în care tinerii absolvenți de excepție tind să emigreze sau să se integreze în sectorul afacerilor (mult mai bine remunerat), potențialul uman de cercetare-dezvoltare românesc se reduce semnificativ.

În concluzie, se poate afirma că, deși nivelul de pregătire al personalului cu studii superioare din România este unul foarte ridicat în majoritatea domeniilor, potențialul uman de cercetare-dezvoltare se află în declin. Principalele cauze ale acestui fenomen sunt:

- a) subfinanțarea cercetării românești (între 0,3 și 0,4% din PIB) în perioada 1998 – 2003, în timp ce „ținta Lisabona” este 3% din PIB, și nu trebuie uitat că PIB-ul țărilor UE este semnificativ mai mare decât cel al României;
- b) lipsa de corelație dintre structura pe profesii a studiilor superioare și cerințele cercetării globale.

Se impune așadar restructurarea completă și complexă a întregului sistem național de inovare în concordanță cu exigențele economiei globale bazate pe cunoaștere. Principalele direcții de restructurare și care pot viza direct sau indirect potențialul uman de cercetare-dezvoltare ar putea fi următoarele:

- a) statuarea activităților de CD și transfer tehnologic ca activități strategice, cu prioritate în finanțare;
- b) creșterea ponderii cheltuielilor de CD în PIB;
- c) sporirea contribuției sectorului întreprinderilor la activitatea de CD;
- d) integrarea cercetării românești în rețelele de excelență regionale și europene;
- e) creșterea transparenței și vizibilității cercetării și cercetătorilor români prin stimularea participării la manifestări internaționale;
- f) promovarea internațională a rezultatelor cercetării naționale.

Din perspectiva integrării în UE, dar și a apartenenței României la economia globală bazată pe cunoaștere, sistemul național de inovare, și implicit resursele umane ca element de bază al acestuia, trebuie privite și abordate ca mecanisme strategice de creștere a competitivității. Totodată, nu trebuie pierdute din vedere criteriile de sustenabilitate a dezvoltării economice în care resursa umană de asemenea ocupă un loc central.

Capitolul 6

Securitatea ocupării, dezvoltarea competențelor și perspectivele în carieră

Procesele de tranziție și restructurare economică și-au pus în România o puternică amprentă și asupra dimensiunii și numărului de companii, cu consecințe sensibile în structura sectorială și socioprofesională a forței de muncă.

În interiorul fiecărui sector, ramură, subramură de activitate, precum și în cadrul companiilor, sarcinile concrete de muncă, conținutul muncii, cunoștințele, calificările și competențele solicitate de noua orientare a agenților economici spre piață și de deschiderea economiei spre exterior, s-au transformat esențial.

Concomitent, s-au derulat ample înnoiri instituțional-juridice, care au solicitat noi valori și noi cunoștințe pe care lucrătorii trebuiau să le accepte și la care în mod necesar trebuiau să se adapteze. Practic, nu a existat ocupație, meserie sau loc de muncă în care nevoia de cunoștințe noi, de învățare continuă, să nu fi fost implicată într-un fel sau altul, într-o măsură sau alta. Ar fi foarte dificil de redat, fie chiar și în sinteză, amploarea și conținutul transformărilor la care forța de muncă a trebuit să se adapteze.

Schimbările în natura muncii au ridicat noi exigențe, atât pentru calificările care s-au menținut cât și pentru cele noi, solicitate de cristalizarea unei piețe a muncii, tot mai adecvată economiei de piață. Pentru toate acestea, competențele strict profesionale au început să fie dublate în mod necesar, de cele relaționale, de comunicare etc.

Descentralizarea și diminuarea dimensiunii companiilor au produs efecte nu numai în domeniul conținutului propriu-zis al managementului resurselor umane, dar și în autonomia economică, tehnică și socială a lucrătorilor; au apărut întreprinzătorii, inexistenți anterior, lucrătorii pe cont propriu și liber-profesioniștii etc.

Tranziția a implicat un lung și neîntrerupt șir de restructurări economice și instituționale, care au produs ample schimbări în nivelul și statutul ocupării, în structurile ocupațional - profesionale, în conținutul calificărilor și al formării profesionale, în ierarhia veniturilor, în formele de plată și de asistență și protecție socială.

Sute de mii și chiar milioane de lucrători s-au confruntat cu constatarea că vechile cunoștințe, calificări, competențe și abilități nu mai

sunt solicitate de noile realități practice ale economiei de piață și ale unei piețe a muncii în continuă așezare și schimbare.

O economie și o societate își revin foarte rapid în urma unor calamități naturale de proporții sau în urma unor conflicte militare distrugătoare, întrucât rămân valabile cunoștințele. Dacă acestea nu mai sunt utile, oricâte resurse financiare ar exista, economia se poate prăbuși până când populația și forța de muncă reacumulează masa critică de competențe și calificări necesare noilor structuri tehnologice, economice și instituționale dorite și născute.

Din aceste cauze, preocuparea pentru urmărirea progreselor în sfera calității muncii și vieții a fost marginalizată de eforturile solicitate pentru asigurarea unor nivele maxime ale ocupării celor afectați de o economie în continuă transformare.

În domeniul dezvoltării competențelor și al calității muncii, în vechile state membre ale UE au existat și există preocupări constante și riguroase.

Pentru întâia oară, România a făcut obiectul unei anchete a Fundației Europene pentru Îmbunătățirea Condițiilor de Viață și de Muncă în anul 2001. Ulterior, România a fost inclusă și în ancheta European Working Conditions Survey din anul 2005 (EWCS 2005).

Datele din cele două anchete furnizează și pentru România un inventar al condițiilor de muncă și permit evaluarea progreselor în anumite zone, așa cum sunt acestea percepute de subiecții care au oferit răspuns la întrebări. Acest demers permite identificarea ariilor de risc și a grupurilor și categoriilor expuse.

Cercetarea selectivă pe bază de anchetă/chestionar, a situației în domeniul dezvoltării competențelor, pornind de la același set de întrebări și răspunsuri, pentru situații socioeconomice diferite, poate oferi o situație utilă la un moment dat, dacă este completată și cu alte date și fapte referitoare la contextul socioeconomic, la schimbările acestuia în timp.

În cele ce urmează, vom arăta cum au răspuns românii la întrebările din EWCS 2005, referitoare la securitatea ocupării și dezvoltarea competențelor și carierei, completând răspunsurile și cu alte evoluții cantitative și calitative furnizate de statistica națională.

6.1. Securitatea ocupării și dezvoltarea carierei

Ample schimbări în natura participării la muncă

Conform datelor statistice agregate, în intervalul 1989-2005, populația ocupată s-a diminuat cu 2,7 milioane persoane, respectiv 25%, în condițiile unei reduceri cu numai 1,6% a populației în vârstă de muncă.

Implicațiile sociale profunde generate de amploarea fenomenelor de restructurare și a disponibilizărilor colective, au adus în prim-plan problematica securității ocupării, ca latură cvasisingulară a preocupărilor în domeniul utilizării capitalului uman din România.

Dezvoltarea carierei apărea, cel puțin în primii ani ai tranziției, ca un subiect teoretic, de lux pe care, în condițiile resurselor limitate, românii nu își permiteau să îl abordeze, în special atunci când se aflau sub presiunea unor importante valuri de concedieri colective antrenate de restructurare.

S-a produs, de fapt, o profundă decapitalizare cantitativ-numerică și calitativă a capitalului uman; numărul celor care puteau să lucreze se diminuea practic zilnic, iar cunoștințele dobândite prin școală și prin experiența practică în muncă nu mai erau valabile.

Aceste tendințe negative s-au manifestat, deși cu intensitate mai mică, și în intervalul cuprins între cele două anchete europene privind condițiile de muncă (2001-2005).

În perioada 2001-2005, populația totală s-a redus cu peste 680.000 de persoane, iar rata de participare pe piața muncii a populației în vârstă de 15-64 de ani, a scăzut de la 63,3% în 2001 la 57,7% în 2005, conform anchetei AMIGO.

Rata de ocupare a populației în vârstă de muncă este mai redusă în cazul femeilor (58,2% în 2001, 51,5% în 2005); rata șomajului a fost de 6,6% în 2001 și 7,1% în 2005.

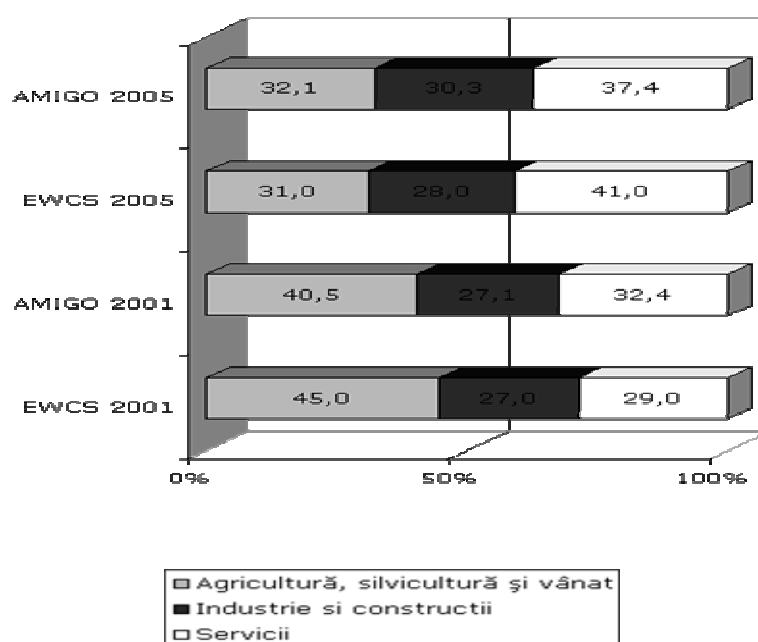
În aceeași ani, repartizarea lucrătorilor pe sectoare și activități relevă tendința de scădere a populației agricole și de creștere relativă a ocupării în servicii (figura nr. 9).

Potrivit EWCS 2005, între România și țările membre UE 25 se constată diferențe majore în ceea ce privește ocuparea din agricultură (31% și respectiv 4%) și cea din servicii (41% și respectiv 67%). Față de noile state membre (NSM), în România, ponderea agriculturii în ocuparea totală este de aproape trei ori mai mare, iar cea din servicii este mai redusă cu 15 puncte procentuale.

După cum se poate observa, între datele EWCS și AMIGO nu există diferențe spectaculoase. Ancheta EWCS este confirmată și de datele statistice naționale (tabelul nr. 43).

Figura nr. 9

Structura sectorială a forței de muncă în anii 2001 și 2005 (%)



Sursa: Date EWCS 2001 și 2005, AMIGO 2001 și 2005.

Tabelul nr. 43

Structura lucrătorilor pe activități ale economiei naționale

(%)

	EWCS		AMIGO	
	2001	2005	2001	2005
Agricultură, silvicultură și vânat	45,0	31,0	40,5	32,1
Industrie extractivă	2,0	1,1	1,4	1,3
Industrie prelucrătoare	19,0	18,9	19,7	21,4
Energie electrică, termică, gaz, apă	2,0	2,0	1,9	2,1
Construcții	4,0	5,9	4,1	5,5

	EWCS		AMIGO	
	2001	2005	2001	2005
Comerț și reparații vehicule și alte bunuri de uz casnic	8,0	13,3	9,5	10,6
Hoteluri și restaurante	1,0	0,7	1,2	1,6
Transport, depozitare și comunicații	5,0	3,1	5,1	4,9
Intermedieri financiare	1,0	2,0	0,7	0,9
Tranzacții imobiliare	1,0	1,7	1,2	2,5
Administrație publică, apărare și servicii sociale	4,0	2,8	5,5	5,7
Alte activități	9,0	17,4	9,2	11,2

Sursa: EWCS 2001, 2005 și AMIGO 2001, 2005.

Importanța pe care agricultura românească o deține încă în ocuparea totală este cu atât mai mare cu cât mai mult de 90% dintre fermele românești sunt exploatați individuale, cu o dimensiune medie de aproximativ 2,7 hectare. Acestea practică o agricultură de subzistență, rezultatele muncii fiind destinate în mare parte autoconsumului gospodăriei.

Caracterul sezonier al muncii, dimensiunea extrem de redusă, sau practic absența veniturilor bănești, pentru aceste categorii de lucrători, nesiguranța și riscurile naturale ale obținerii unor produse, în condițiile lipsei resurselor financiare pentru procurarea unor mijloace moderne de muncă și producție, conduc la menținerea acestor lucrători în sfera unei piețe naturale, atipice, nemonetarizate și nefiscalizate.

Pentru circa 2-2,5 milioane de agricultori români, practic nu se poate vorbi de șanse de evoluție în carieră decât în discursurile academice. Aceștia ar putea intra pe o piață a muncii necalificate, sezoniere sau temporare, în construcții sau anumite servicii preponderent manuale.

Structura lucrătorilor pe grupe de ocupații

În ceea ce privește repartizarea pe profesii a populației ocupate, informațiile din EWCS și AMIGO sunt relativ diferite (tabelul nr. 44). Cele mai importante diferențe se constată în cazul lucrătorilor din grupa de ocupații agricultori și lucrători calificați din agricultură și pescuit (10,4% conform EWCS 2001 comparativ cu 35,9% AMIGO 2001).

În anul 2005, datele relative sunt apropiate, cu excepția categoriei „muncitori și lucrători necalificați”.

Tabelul nr. 44

Forța de muncă pe grupe de ocupații, în România

(%)

	EWCS		AMIGO	
	2001	2005	2001	2005
Membri ai executivului și ai corpului legislativ, cadre superioare ale administrației publice, conducători și cadre superioare de întreprindere	4,0	3,1	2,3	2,8
Profesiuni intelectuale și științifice	19,7	9,4	6,4	8,4
Tehnicienii și asimilați	8,0	10,0	8,5	9,0
Funcționari de tip administrativ	7,9	4,8	3,7	4,3
Personal din servicii și vânzători în magazine și în piață	11,5	9,6	7,6	9,5
Agricultori și lucrători calificați din agricultură și pescuit	10,4	30,5	35,9	26,1
Artizani și lucrători din agricultură și pescuit pentru nevoile proprii	22,6	19,1	16,4	17,3
Conducători de instalații și muncitori din sectorul de asamblare	6,1	12,8	10,6	11,8
Muncitori și lucrători necalificați	8,3	0,3	8,4	10,7
Forțe armate	1,6	0,5	0,0	0,0

Sursa: EWCS 2001, 2005 și AMIGO 2001, 2005.

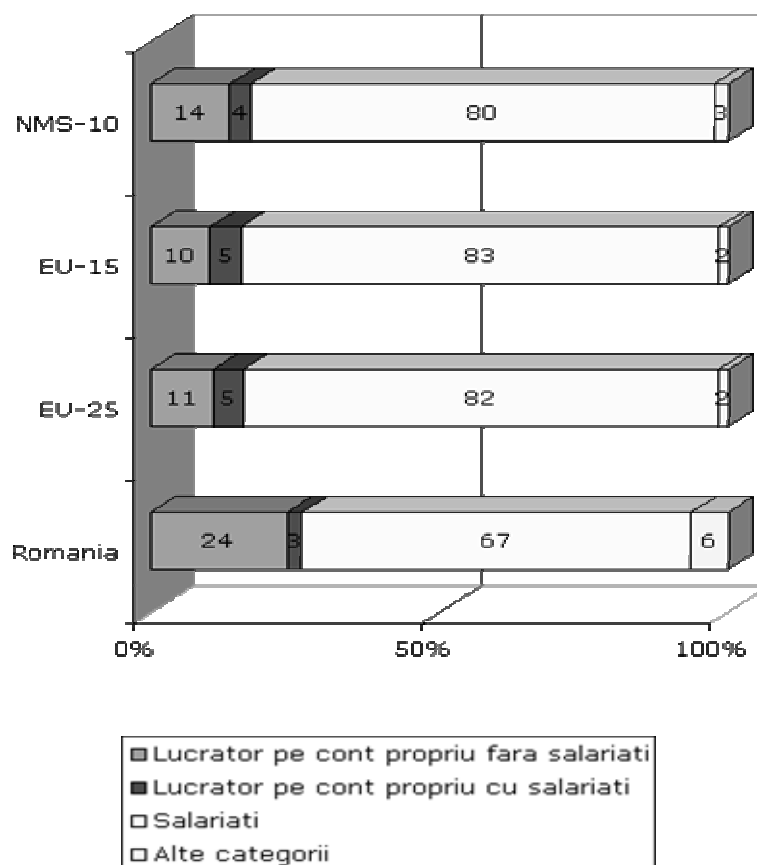
Structura populației ocupate în funcție de statutul profesional

EWCS indică pentru România scăderea ponderii salariaților în populația ocupată de la 79% în anul 2001 la 67% în anul 2005. Tendința regresivă este un factor care influențează securitatea veniturilor și calitatea muncii și a vieții. În România, ponderea salariaților este mai mică atât față de media UE 25 (82%), cât și față de cea din NSM (80%).

În anul 2005, în România, lucrătorii pe cont propriu, fără salariați, dețin 24% (față de 15% în anul 2001), comparativ cu 10-11% în UE25 și 14% în NSM (figura nr. 10).

Potrivit AMIGO însă, în structura forței de muncă salariații dețineau în România 57,3% în 2001 și 64,7% în 2005; lucrătorii pe cont propriu reprezentau 23,3% și respectiv 19,6%.

Figura nr. 10
Structura lucrătorilor în funcție de statutul profesional în anul 2005
 (%)



Sursa: EWCS 2005.

O pondere ridicată o are categoria denumită **lucrători familiari neremunerați** (incluși în populația ocupată totală), care reprezentau 41% din populația ocupată în 2001 și 33,4% în anul 2005. Conform definiției din statistica națională, lucrătorul familial neremunerat este persoana care-și exercită activitatea într-o unitate economică familială, condusă de un membru al familiei sau o rudă, pentru care nu primește remunerație sub formă de salariu sau plată în natură. Gospodăriile țărănești sunt considerate

astfel de unități și cea mai mare parte a lucrătorilor familiali neremunerați se regăsesc în componența acestora.

Prin specificul activității lor, care nu implică costuri pentru salarii sau alte drepturi în natură, această categorie de lucrători contribuie la menținerea prețurilor produselor agricole la un nivel scăzut și la supraviețuirea exploatațiilor agricole de subzistență. Acești lucrători pot fi asimilați categoriei lucrători săraci (*working poor*).

Respectiva categorie de lucrători nu este acoperită în prezent de niciuna din formele de protecție socială. Din contră, conform reglementărilor în vigoare, deținerea în proprietate de teren agricol (chiar dacă respectiva suprafață nu le asigură decât autoconsumul) îi exclude în general pe lucrătorii din mediul rural de la eligibilitatea pentru ajutor de șomaj și alocație de sprijin.

Ocuparea pe tipuri de contracte de muncă

Ponderea sectoarelor economiei în numărul total de salariați, în anii 1994 și 2005 este prezentată în tabelul nr. 45. Datele din „Balanța forței de muncă” probează, de pildă, că, deși în România agricultura acoperă peste 30% din ocuparea totală, nu deține decât 3% din totalul salariaților în anul 2005 (față de circa 9% în anul 1994). Restul de 97% din ocuparea agricolă nu lucrează pe bază de contract de muncă.

Conform AMIGO, în anul 2005 numai 64% din totalul ocupării aveau contract de muncă.

Tabelul nr. 45

Distribuția salariaților pe sectoare de activitate economică

(total economie = 100.0)

	1994			2005		
	Agricul-tură, silvicul-tură	Industrie și con-strucții	Servicii	Agricul-tură, silvicul-tură	Industrie și con-strucții	Servicii
1	2	3	4	5	6	7
Total România	8,9	52,4	38,7	3,0	43,6	53,4
Regiunea Nord-Est	9,4	51,8	38,8	3,4	41,9	54,7
Regiunea Sud-Est	15,4	44,5	40,0	4,1	42,8	53,1
Regiunea Sud	11,8	55,2	33,0	5,1	47,1	47,8
Regiunea Sud-Vest	9,2	54,5	36,3	2,6	46,1	51,3

1	2	3	4	5	6	7
Regiunea Vest	9,4	52,1	38,5	3,2	49,9	46,9
Regiunea Nord-Vest	7,3	52,4	40,3	2,1	46,2	51,7
Regiunea Centru	8,4	58,5	33,1	2,7	48,8	48,5
Regiunea București	1,5	50,2	48,4	1,5	32,8	65,7

Sursa: *Balanța forței de muncă*, INS.

Potrivit EWCS, în România, cei cu contract de muncă pe perioadă nedeterminată își reduc ponderea în totalul lucrătorilor cu contract de la 92% în anul 2001 la 85% în 2005. Din acest punct de vedere România se situează deasupra mediei UE (76% UE 25 și 74% în NSM) (tabelul nr. 46).

Tabelul nr. 46

Distribuția lucrătorilor pe tipuri de contracte de muncă

(%)

	2001	2005
Contract pe durată nedeterminată	92	85
Contract pe durată determinată	3	6
Contract de muncă temporar	3	1
Fără contract	0	7
Altele	3	1

Sursa: EWCS 2001 și 2005.

Din anul 2001 până în anul 2005, în România, crește ponderea contractelor pe durată determinată de la 3% la 6%. În anul 2005 în UE 25 și NSM ponderea acestora a fost de 12% și respectiv 17% (tabelul nr. 47).

Tabelul nr. 47

Distribuția lucrătorilor pe tipuri de contracte de muncă

(%)

	România	UE-25	UE-15	NSM-10
Contract pe durată nedeterminată	85	76	77	74
Contract pe durată determinată	6	12	11	17
Contract de muncă temporar	1	2	2	1
Contract de ucenicie	0	1	1	1
Fără contract	7	7	7	5
Altele	1	2	2	1

Sursa: EWCS 2005.

În ceea ce privește contractele de muncă pe perioadă determinată, 55% dintre lucrătorii români aflați sub un astfel de contract, erau angajați pentru perioade mai mici de 1 an, comparativ cu 30% în medie în statele membre ale UE25 (32% în UE 15 și 26% în NSM).

Distribuția lucrătorilor în funcție de mărimea întreprinderii

Numărul întreprinderilor active din economia României a evoluat de la 130.100 în 1992 la 308.100 în anul 2000 și 394.500 în anul 2004. Dintre acestea, întreprinderile mici și mijlocii (IMM), au însumat 126.500, 306.100 și respectiv 392.500.

Mărimea medie a întreprinderilor a suferit transformări substanțiale, în special pentru companiile mari (al căror număr s-a redus de la 3527 în anul 1992, la 2578 în 1995, 1991 în anul 2000 și 1975 în anul 2004).

Numărul mediu de salariați pe o întreprindere mare s-a redus la 55% (de la 1712 în anul 1992, la 946 de persoane în 2004); în ceea ce privește IMM-urile, mărimea medie a acestora este oscilantă, respectiv 6,6 salariați în anul 1992, 3,4 salariați în anul 1995 și 7,1 salariați în anul 2000 (tabelul nr. 48).

Tabelul nr. 48

Numărul mediu de salariați pe categorii de întreprinderi

	1992	1995	2000	2004
Întreprinderi mari	1712	1267	1233	946
Întreprinderi mici și mijlocii	6,7	3,4	7,1	6,6

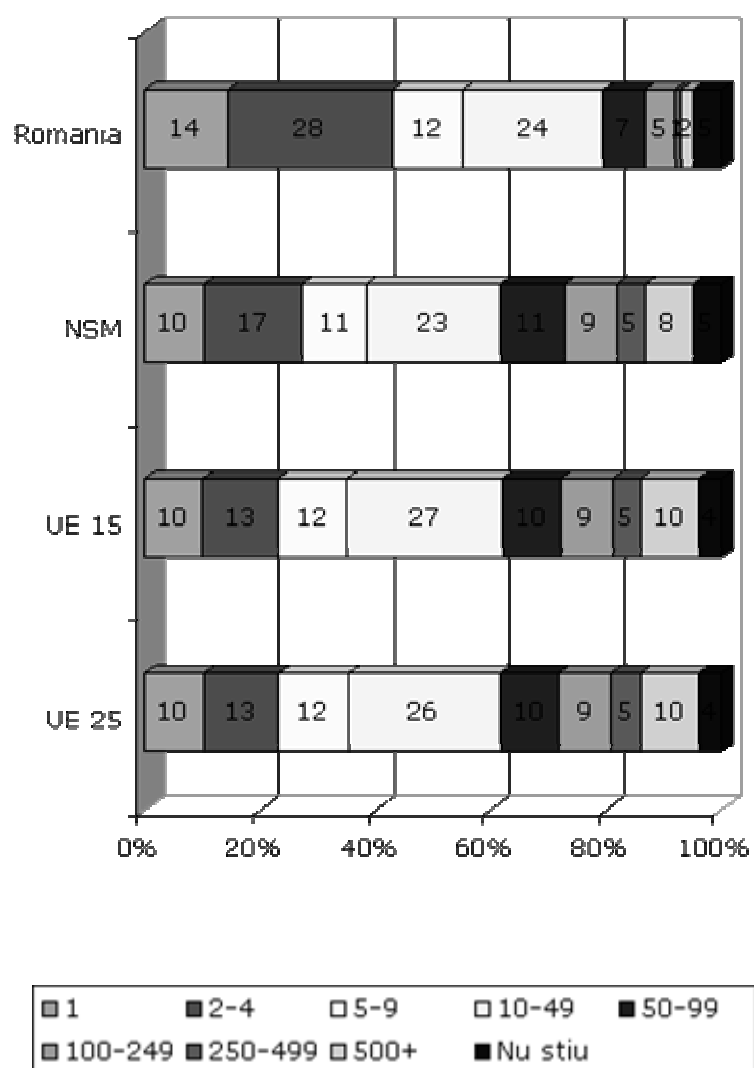
Sursa: Anuarul statistic al României, diferite ediții.

Aceste evoluții pot avea un impact asupra calității muncii, a condițiilor de muncă și respectiv a preocupărilor pentru îmbunătățirea lor. Este, într-un fel, neeconomic să se organizeze servicii speciale de protecție și securitate a muncii într-o întreprindere care are numai șase - șapte salariați, față de alta care are 900-1.000 de angajați.

Conform datelor EWCS, în anul 2005, în grupa întreprinderilor cu 1-249 de salariați, în România erau angajați 97% dintre lucrători, iar în întreprinderile mari, cu peste 250 de angajați, lucrau 3% din cei intervievați.

În UE 25, 15% din lucrători (13% în NSM) sunt angajați în firme de peste 250 de persoane, față de numai 3% în România (EWCS, figura nr. 11).

Figura nr. 11
Distribuția lucrătorilor pe clase de mărime a companiei
 (%)



Sursa: EWCS 2005.

Experiențele practice relevă că dimensiunea întreprinderii este importantă atât din perspectiva securității ocupării, cât și din cea a dezvoltării carierei.

În România, rata de dispariție a întreprinderilor mici și mijlocii este una oscilantă, iar integrarea europeană poate avea un anumit impact în acest proces. În medie, dispar anual în România 30.000 de firme și se înființează alte 50-60.000 de noi companii.

Concurența pe piața europeană extinsă, poate genera noi provocări pentru securitatea locurilor de muncă din aceste întreprinderi, încă relativ fragile.

Pentru 42% dintre întreprinderile active din România, care au în medie numai 4 salariați, oportunitățile de evoluție în carieră sunt mai puțin prezente. Cu atât mai puțin poate fi vorba de aceste oportunități pentru 14% dintre întreprinderile care au un singur salariat și la care cariera depinde de viabilitatea propriei afaceri.

Vârsta și vechimea în muncă

Repartizarea pe grupe de vârstă a lucrătorilor din România marchează o tendință de întinerire a forței de muncă: potrivit EWCS, în anul 2005, categoria de lucrători în vârstă de 15-24 de ani reprezintă 13% din total (față de 11% în anul 2001); grupa 25-39 de ani deține 40% (față de 35%), cei de 40-54 de ani au 31% iar cei în vârstă de peste 55 de ani dețin 15% (comparativ cu 22% în 2001).

În anul 2005 ponderea grupelor de vârstă în total lucrători diferă în AMIGO comparativ cu EWCS, în special pentru cei de 15-24 de ani (9,4% față de 13% în eșantionul EWCS).

Diferențe acceptabile se constată și pentru grupele de vârstă cuprinse între 25-39 de ani (42,6% AMIGO față de 40% EWCS) și respectiv la cei de 40-54 de ani (33,5% și 31%).

Repartizarea lucrătorilor în funcție de vechimea în companie oferă valori apropiate în România și UE25; vechimea medie în companie este practic aceeași (10 ani) atât în România cât și în UE 25 (tabelul nr. 49).

Cât privește vechimea totală, aceasta este în medie mai mică cu doi ani în România, față de media UE 25; de altfel, cele mai mari diferențe se constată la grupa de vechime sub patru ani (în care se încadrează 22% din subiecți în România, față de 14% media în UE 25) și respectiv la cea de peste 20 de ani (40% și 47%).

Tabelul nr. 49

Distribuția lucrătorilor în funcție de vechimea medie în muncă

(%)

	România		UE-25		UE-15		NSM-10	
	Vechimea în actuala companie	Vechimea totală în muncă	Vechimea în actuala companie	Vechimea totală în muncă	Vechimea în actuala companie	Vechimea totală în muncă	Vechimea în actuala companie	Vechimea totală în muncă
sub 4 ani	39	22	41	14	41	14	42	15
5 -10 ani	23	15	25	18	25	17	25	18
11 - 20 de ani	22	23	17	21	17	21	17	21
>20 de ani	16	40	17	47	17	47	16	45
Vechime a medie (ani)	10	17	10	19	10	19	9	18

Nota: din numărul total de intervievați au fost excluși cei care nu au răspuns.

Sursa: EWCS 2005.

6.2. Dezvoltarea competențelor

În anul 2005, repartizarea pe nivele de instrucție a forței de muncă din România relevă, potrivit datelor EWCS, că: cei fără educație reprezintă 1% - mărime similară cu cea din UE 15 și UE 25; educația primară acoperă 6% din lucrătorii români, procent similar cu UE 15; 18 % din lucrători au parcurs gimnaziul; 55% au absolvit cursul secundar, față de 41% în UE 15 (figura nr. 12).

Pregătirea postliceală a fost parcursă de 9% din totalul celor chestionați, iar primul nivel al educației superioare este prezent la 11% dintre subiecți.

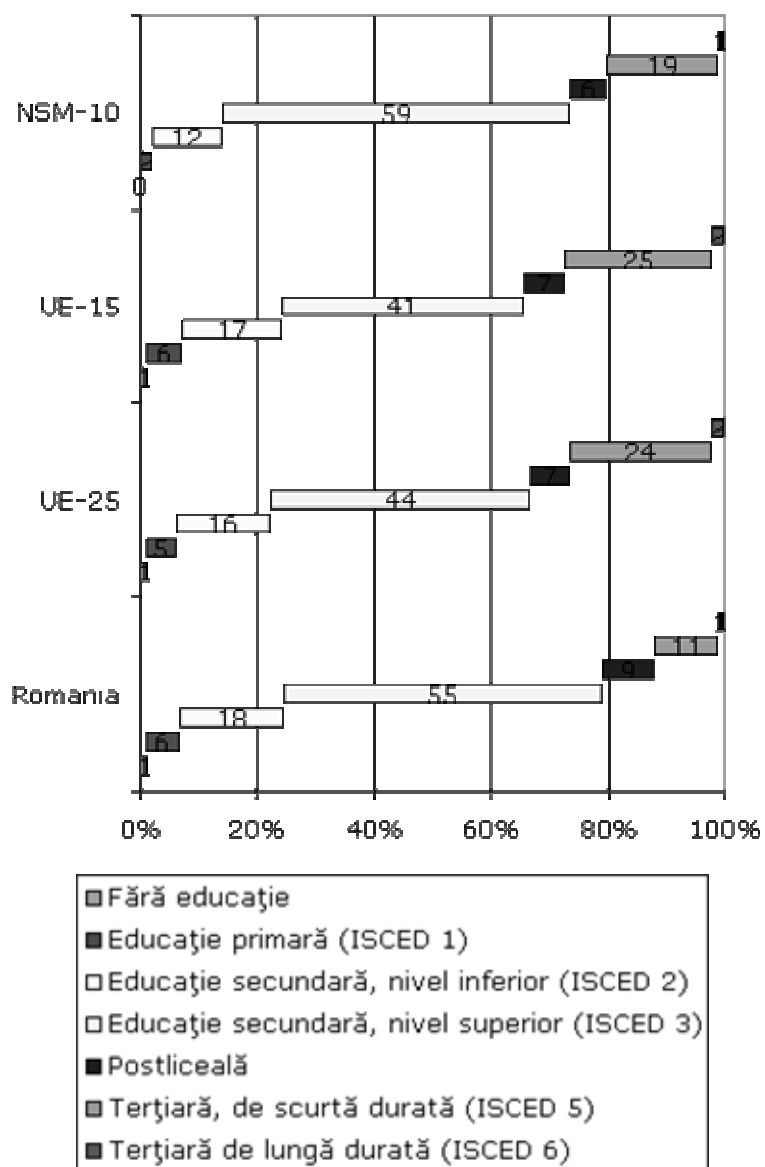
Această ultimă formă superioară de instruire este mai puțin densă în rândul lucrătorilor intervievați din România, comparativ cu celelalte țări (25% în UE 15 și 19% în NSM).

Datele anchetei asupra forței de muncă în gospodării (AMIGO) arată că, în structura populației ocupate, ponderea absolvenților de învățământ superior de scurtă și de lungă durată a crescut de la 9,3% în anul 2001 la 12,6% în anul 2005 (tabelul nr. 50).

Figura nr. 12

Structura lucrătorilor pe niveluri de instruire ISCED

(%)



Sursa: EWCS 2005.

Tabelul nr. 50

**Distribuția populației ocupate pe nivele de instruire și raportul între
nivelul superior și celelalte forme de instruire**

(%)

	Anii	Populație ocupată	Superior	Mediu	Scăzut	mediu/ superior	mediu si scăzut/ superior
Total	2001	100,0	9,3	57,1	33,6	6,2	9,8
	2005	100,0	12,6	61,0	26,4	4,8	6,9
Masculin	2001	100,0	9,3	61,5	29,2	6,6	9,7
	2005	100,0	11,9	64,4	23,7	5,4	7,4
Feminin	2001	100,0	9,2	52,1	38,7	5,6	9,8
	2005	100,0	13,4	56,9	29,6	4,2	6,5
Urban	2001	100,0	17,2	73,3	9,5	4,3	4,8
	2005	100,0	21,2	70,3	8,5	3,3	3,7
Rural	2001	100,0	2,0	42,2	55,8	21,0	48,7
	2005	100,0	2,7	50,4	46,9	18,6	35,8

Sursa: AMIGO, 2002 și 2006.

Ponderile celor cu instruire superioară sunt mai mari pentru femei, iar diferențele între urban și rural se accentuează (21% din forța de muncă din mediul urban avea instruire superioară, comparativ cu numai 2,7% în mediul rural).

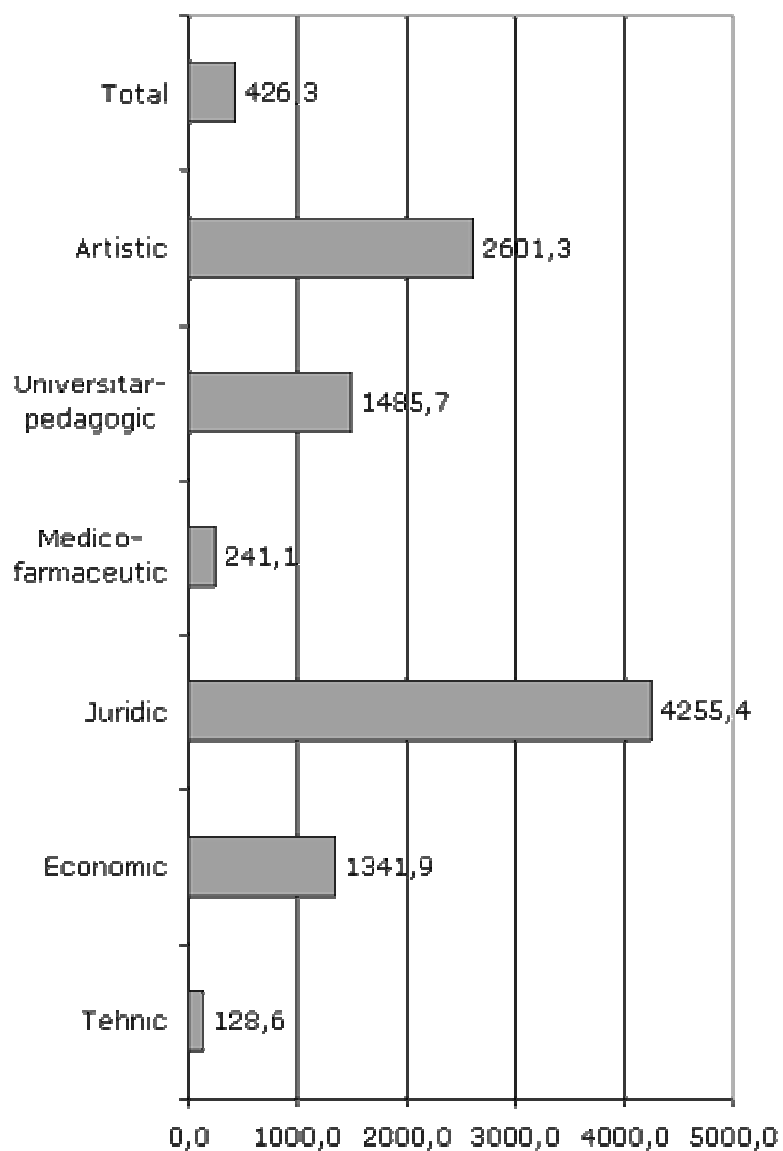
Potrivit datelor INS, în intervalul 1991-2004 în România, au absolvit învățământul superior 892.600 de persoane. În anul 2005, potrivit datelor AMIGO, numărul total al persoanelor ocupate cu studii superioare era de 1,15 milioane de persoane.

Economia de piață a produs modificări serioase în numărul și profilul absolvenților învățământului superior. În anul 2004, comparativ cu anul 1991, numărul total de absolvenți de învățământ superior a fost de peste 4,26 de ori mai mare (figura nr. 13).

Au intervenit schimbări și în ceea ce privește numărul absolvenților învățământului profesional, vocațional și de ucenici. În anul 2004 numărul acestora a fost mai mic cu peste 30% față de anul 1991 și cu aproape 50% față de anul 1993. Raportul dintre numărul absolvenților învățământului superior și cei ai învățământului profesional a evoluat de la 0,22: 1 la 1,42: 1 în anul 2004.

Figura nr. 13

Evoluția numărului absolvenților de învățământ superior, pe profiluri de pregătire, în anul 2003/2004 comparativ cu 1990/1991 (=100,0)



Sursa: Prelucrări date INS.

În anul 2005, în agricultură distribuția populației ocupate pe nivele de instrucție arată că învățământul universitar acoperă numai 1,2% din totalul ocupării, în timp ce nivelului scăzut de instrucție (gimnazial, primar și fără școală) îi revine peste 61% din totalul persoanelor active. În vârful ierarhiei se situează învățământul, în care 52% din totalul persoanelor ocupate au studii universitare, 6,9% au mai mult decât liceul și numai 5,7% erau absolvenți de gimnaziu (AMIGO 2006).

La întrebarea referitoare la vârsta la care au părăsit educația cu timp complet, răspunsurile lucrătorilor români chestionați de EWCS oferă ponderi mai mari pentru cei care ies de timpuriu din sistem. Aproximativ 5% dintre lucrători au răspuns că au părăsit școala la o vârstă mai mică de 14 ani, 57% la vârsta de 14-18 ani și 24% la 19-23 de ani (tabelul nr. 51).

Tabelul nr. 51

Structura lucrătorilor în funcție de vârsta la care au părăsit educația cu timp complet

(%)

	România	UE-25	UE-15	NSM-10
<14 ani	5	3	3	0
14 - 18 ani	57	51	51	49
19 - 23 ani	24	30	28	37
24 - 29 ani	8	12	12	10
30 +	1	1	2	0
Încă studiază	4	2	2	2
Refuză răspuns	1	1	1	1

Sursa: EWCS 2005.

Întrebați despre părerea privind adecvarea dintre nivelul de pregătire și cerințele locului de muncă, opiniile lucrătorilor din România sunt relativ diferite de celelalte țări (tabelul nr. 52).

În general, mai puțini lucrători români recunosc că mai au nevoie de formare pentru a-și îndeplini în bune condiții sarcinile de la locul de muncă (11%, comparativ cu 13-14% în alte țări din UE). Mulți români afirmă că au cunoștințe superioare cerințelor de la locul de muncă (44% față de 33% în celelalte țări).

Evident, formarea profesională trebuie să fie în concordanță cu conținutul muncii, indiferent dacă aceasta se referă la mijloace de muncă complexe, la norme și standarde de calitate foarte exacte, la operațiuni monotone sau complexe, la lucruri noi care trebuiesc cunoscute și la valorificarea propriilor idei la locurile de muncă.

Tabelul nr. 52

Părerile lucrătorilor privind corelația dintre nivelul de pregătire și cerințele locului de muncă actual

(%)

	România	UE-25	UE-15	NSM-10
Mai am nevoie de pregătire profesională pentru a-mi îndeplini cu succes sarcinile	11	13	13	14
Nivelul de pregătire corespunde cerințelor locului de muncă	42	51	51	52
Am o pregătire superioară cerințelor de la locul de muncă	44	33	34	30
Fără opinie	3	2	2	4

Sursa: EWCS 2005.

Răspunsurile pentru România și pentru celelalte țări cu privire la asemenea întrebări și corelații sunt redată în tabelul nr. 53.

Tabelul nr. 53

Conținutul muncii și formarea profesională

(% în total răspunsuri)

Locul de muncă principal implică:	România	UE 25	UE 15	NSM
Respectarea unor norme de calitate foarte precise	68,0	74,7	75,0	72,8
Autoevaluarea calității proprii dvs. munci	59,8	72,6	72,9	70,5
Soluționarea unor probleme neprevăzute	73,3	81,3	81,4	80,8
Sarcini/ operațiuni monotone	36,7	43,0	41,9	49,0
Sarcini/ operațiuni complexe	55,0	59,5	59,0	62,4
Învățarea unor lucruri noi	58,8	69,8	70,2	67,3
Aplicarea propriilor idei.	61,4	58,3	59,1	54,0

Sursa: EWCS 2005.

Potrivit răspunsurilor, se pare, de pildă, că mai puțini lucrători români sunt subiecți al unor standarde de calitate precise (numai 68% dintre lucrători au invocat calitatea precisă, față de circa 75% în celelalte țări).

Numai 60% dintre români răspund că locul de muncă actual implică autoevaluarea propriei munci, iar pentru 73% dintre români (peste 81% în celelalte țări) slujba principală poate solicita și soluționarea unor probleme neprevăzute.

În fine, monotonia, complexitatea și învățarea unor lucruri noi au cote de răspunsuri pozitive mai scăzute decât în celelalte țări. Un număr mai mare din lucrătorii români intervievați răspund că pot să aplice propriile idei în muncă (61%, comparativ cu 58,3% în UE 25).

Potrivit rezultatelor din „Raport privind percepția problematicii formării profesionale” (MMSSF, București, 2006), responsabilii din CNFPA, experții, furnizorii de formare, reprezentanții sindicatelor și patronatelor etc., chestionați au recunoscut utilitatea formării profesionale continue (75% dintre cei care au răspuns). Mulți dintre aceștia au semnalat existența unor dificultăți în organizarea formării profesionale continue (79%), au solicitat resurse financiare și mecanisme de stimulare a formării profesionale continue (83%) și au considerat necesară evaluarea periodică a capacității de instruire a angajaților (85%).

Una dintre cele mai importante probleme ale formării profesionale din România, așa cum rezultă și din anchetă, o reprezintă fără îndoială finanțarea.

La nivelul bugetului public, prin Legea învățământului, sistemului național de educație ar fi necesar să-i revină o cotă de 6% din PIB; această cotă nu a fost însă atinsă până în prezent, sindicatele acuzând guvernul de încălcarea legii iar acesta invocând insuficiența resurselor.

După numeroase tensiuni sindicale, pentru anul 2007 învățământul a obținut o finanțare prin bugetul public de 5,2%.

Finanțarea formării profesionale continue se face din fondurilor proprii ale angajatorilor, fonduri publice, sponsorizări, donații, surse externe atrase, taxe de la participanții la programe etc.

Actualul cadru legislativ include și măsuri fiscale destinate să sprijine formarea profesională în companii; este vorba de Codul fiscal și de reglementările generate de acesta, prin care activitatea de formare profesională a adulților este scutită de taxa pe valoarea adăugată, indiferent de forma de proprietate a companiilor.

De asemenea, pentru veniturile realizate din activități independente, sunt admise drept cheltuieli deductibile, cele destinate pregătirii profesionale, atât pentru contribuabili cât și pentru salariații acestora, inclusiv dacă este vorba de participarea la congrese sau întâlniri cu caracter profesional, în limita unei cote de 5% din venitul brut realizat.

Nu sunt impozabile cheltuielile efectuate de angajator pentru pregătirea și perfecționarea profesională a angajaților.

Contribuabilii, persoane fizice, pot alege destinarea unei sume reprezentând până la 2% din impozitul pe venitul anual vărsat, în favoarea sponsorizării unor ONG care au ca obiectiv stimularea formării profesionale.

Bugetul asigurărilor pentru șomaj finanțează formarea profesională, atât pentru persoanele aflate în căutarea unui loc de muncă, cât și pentru alte categorii prevăzute de lege. Cu toate acestea, formarea profesională este subfinanțată.

EWCS 2005 arată că 11% dintre lucrătorii români au participat la cursuri de formare plătite de patroni sau de ei înșiși, în cazul în care erau lucrători pe cont propriu (față de 27% în UE 25); o pondere aproape egală în România și în țările UE o dețin și cei care afirmă că și-au plătit singuri cursurile (tabelul nr. 54).

Tabelul nr. 54

Ponderea lucrătorilor care au participat la cursuri de formare profesională

(%)

	România	UE-25	UE-15	NSM-10
Au participat la cursuri de pregătire plătite de patron sau din propriile surse în cazul lucrătorilor pe cont propriu	11	27	27	25
Au participat la cursuri de pregătire plătite din surse proprii	5	6	6	6
Au beneficiat de formare la locul de muncă	10	27	27	29
Alte forme de pregătire	9	17	17	20

Sursa: EWCS 2005.

Numai 10% dintre lucrătorii din România afirmă că s-au instruit la locul de muncă, comparativ cu 27% în celelalte țări, în timp ce 9% din lucrătorii români, față de 17% din celelalte țări au parcurs alte forme de învățare și pregătire în cadrul firmei.

Cât privește numărul mediu de zile de formare profesională plătite de angajator sau de persoanele pe cont propriu, diferențele dintre România și celelalte țări sunt mai mari (tabelul nr. 55).

Tabelul nr. 55

**Numărul mediu de zile de formare profesională finanțate de patronat
și de salariat**

	România	UE-25	UE-15	NSM-10
Cursuri de pregătire plătite de patron sau din propriile surse în cazul lucrătorilor pe cont propriu	28	11	10	14
Cursuri de pregătire plătite din surse proprii	54	25	26	22

Sursa: EWCS 2005.

Din motive de restructurare economică profundă, patronii din România au fost nevoiți să ofere mai multe zile de formare profesională salariaților comparativ cu partenerii lor din UE. În medie, patronii români au plătit 54 de zile de formare profesională pentru un angajat care a participat la astfel de cursuri, comparativ cu 25 de zile media UE 25 și 22 de zile în cazul NSM.

Totodată, din aceleași motive, chiar dacă salariile românilor sunt, așa cum s-a văzut, mult mai scăzute comparativ cu țările UE, angajații și-au plătit din surse proprii 28 de zile de formare în România, ceea ce reprezintă mai mult decât dublul mediei în UE 25 și NSM.

Datele statistice medii anuale din România arată că pe total economie, cheltuielile suportate de angajatori cu formarea profesională au însumat EUR 5,2/an-salariat în 2000 și EUR 6,6/an-salariat în 2004. Decalajele dintre sectoare la acest indicator sunt considerabile: sume de 10 ori mai mari decât media sunt înregistrate în domeniul intermediarilor financiare în timp ce sănătatea și asistența socială nu ating decât jumătate din cheltuiala medie pe salariat (tabelul nr. 56).

Tabelul nr. 56

**Cheltuielile medii ale patronilor cu formarea profesională,
în anii 2000 și 2004**

Activități ale economiei naționale	Cheltuieli totale (mii EUR)		Cheltuieli medii/ salariat (EUR)	
	2000	2004	2000	2004
Total	24.178,3	29.271,9	5,23	6,55
Transport	6.260,2	4.354,3	22,60	13,65
Intermedieri financiare	1.591,8	4.737,6	22,42	69,67
Sănătate și asistență socială	704,6	957,8	2,31	3,13

Sursa: Anuarul statistic al României, INS, diverse ediții.

În fine, potrivit datelor INS, în România cheltuielile pentru educație acopereau în anii 2001 și 2004 numai 0,8 și 0,9% din cheltuielile medii ale gospodăriilor; pentru gospodăriile de salariați acestora le revin 1,2-1,3%, iar pentru cele de agricultori numai 0,1-0,3%.

În urma acestor analize se poate observa că ameliorarea șanselor în carieră și dezvoltarea competențelor nu se realizează automat, odată cu transpunerea *acquis*-ului comunitar și nici ca urmare a îmbunătățirii reglementărilor pieței muncii. Evaluarea și consolidarea anchetelor cu date și informații variate și compararea acestora cu țările din UE poate să atragă atenția, atât pentru sfera politică dar și pentru angajatori și lucrători, asupra punctelor vulnerabile ce se cer avute în vedere pentru a crea o tendință pozitivă și cuantificabilă de convergență a României cu modelul social european și cu obiectivele Conferinței Europene de la Lisabona.

Conform EWCS 2005, aproximativ 61% dintre lucrătorii români consideră că șansele de avansare în carieră sunt limitate, dacă avem în vedere că aceștia au dat un răspuns negativ la întrebarea dacă „actualul loc de muncă le oferă oportunități de avansare în carieră”. Sunt nehotărâți 16%; nu au nici o opinie 6% iar 17% răspund pozitiv. În țările UE, 45% nu agreează răspunsul afirmativ iar 31% consideră că actualul loc de muncă le oferă perspective de avansare.

De asemenea, pentru 34% dintre lucrătorii români (26% din cele 25 de țări membre), actualul loc de muncă nu le oferă oportunități de învățare și creștere. O pondere relativ egală (35%), afirmă că aceste oportunități nu există, iar 30% sunt nehotărâți sau fără opinie.

Ca o remarcă finală, dificultățile sistemului de formare profesională continuă din România sunt în principal generate de: un sistem relativ rigid de formare, cu durată mare a stagiului necesar pentru obținerea unei calificări; costurile formării și lipsa de ofertă de formare la nivel local. Se poate vorbi și de o percepție greșită a unor angajatori, care tind să considere cheltuielile cu formarea profesională ca pe un cost și nu ca pe o investiție.

Atât în planurile naționale de formare profesională, cât și în activitatea ANOFM și CNFPA asemenea elemente sunt reținute în vederea soluționării adecvate, inclusiv din perspectiva strategiilor și politicilor europene.

ANEXE

Anexa nr. 1

Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în România în perioada 1994-2002

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	2.4	2.5	0.1
Specialiști	6.1	7.2	1.1
Tehnicienii	9.2	9.2	0.0
Funcționari	3.8	4.1	0.3
Lucrători serv.	4.7	7.9	3.2
Agricultori	34.8	32.9	-1.9
Lucrători calif. neagr.	19.1	17.9	-1.2
Lucrători necalif.	0.0	7.2	7.2
Lucrători cu statut nedef.	19.8	11.1	-8.7
Transfer ponderi total			11.9

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Anexa nr. 2

Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în Cehia în perioada 1994-2002

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	5.2	6.4	1.2
Specialiști	8.9	10.3	1.4
Tehnicienii	18.5	19.3	0.8
Funcționari	7.7	8.6	0.9
Lucrători serv.	11.3	12.6	1.3
Agricultori	2.5	1.9	-0.6
Lucrători calif. neagr.	36.0	33.1	-2.9
Lucrători necalif.	2.5	7.7	5.2
Lucrători cu statut nedef.	9.9	0.1	-9.8
Transfer ponderi total	x	x	10.8

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Anexa nr. 3**Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în
Spania în perioada 1994-2002**

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	8,1	7,6	-0,5
Specialiști	10,0	12,3	2,3
Tehnicienii	6,7	10,4	3,7
Funcționari	11,0	9,5	-1,5
Lucrători serv.	13,9	14,5	0,6
Agricultori	6,8	3,8	-3,0
Lucrători calif. neagr.	29,2	27,7	-1,5
Lucrători necalif.	14,3	14,1	-0,2
Lucrători cu statut nedef.	0,0	0,0	0,0
Transfer ponderi total	x	x	6,6

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.**Anexa nr. 4****Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în
Estonia în perioada 1994-2002**

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	12,8	11,9	-0,9
Specialiști	12,2	14,3	2,1
Tehnicienii	11,3	12,8	1,5
Funcționari	5,2	5,2	0,0
Lucrători serv.	10,4	11,5	1,1
Agricultori	6,2	3,3	-2,9
Lucrători calif. neagr.	32,6	29,1	-3,5
Lucrători necalif.	9,1	11,5	2,4
Lucrători cu statut nedef.	0,2	4,8	4,6
Transfer ponderi total	x	x	11,6

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Anexa nr. 5**Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în
Germania în perioada 1994-2002**

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	6,1	6,8	0,7
Specialiști	9,9	13,5	3,6
Tehnicienii	18,9	20,3	1,4
Funcționari	13,3	12,3	-0,1
Lucrători serv.	10,5	11,8	1,3
Agricultori	2,3	2,0	-0,3
Lucrători calif. neagr.	27,2	23,8	-3,4
Lucrători necalif.	8,4	8,0	-0,4
Lucrători cu statut nedef.	3,4	1,5	-1,7
Transfer ponderi total	x	x	7,0

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.**Anexa nr. 6****Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în
Grecia în perioada 1994-2002**

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	10,0	9,5	-0,5
Specialiști	10,8	12,4	1,6
Tehnicienii	4,9	6,6	1,7
Funcționari	10,5	11,8	1,3
Lucrători serv.	11,1	13,0	1,9
Agricultori	20,8	15,8	-5,0
Lucrători calif. neagr.	25,1	23,5	-1,8
Lucrători necalif.	5,8	6,4	0,6
Lucrători cu statut nedef.	10,9	9,4	-1,5
Transfer ponderi total	x	x	7,1

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Anexa nr. 7**Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în Irlanda în perioada 1994-2002**

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	4,4	17,2	12,8
Specialiști	16,3	15,4	-1,1
Tehnicienii	9,3	5,5	-3,8
Funcționari	13,4	13,1	-0,3
Lucrători serv.	18,0	15,8	-2,2
Agricultori	11,4	9,1	-2,3
Lucrători calif. neagr.	19,9	23,7	3,8
Lucrători necalif.	7,2	8,3	1,1
Lucrători cu statut nedef.	0,2	0,0	0,0
Transfer ponderi total	x	x	17,7

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.**Anexa nr. 8****Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în Italia în perioada 1994-2002**

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	2,8	3,3	0,5
Specialiști	9,4	10,5	1,1
Tehnicienii	13,7	17,3	3,6
Funcționari	13,3	13,8	0,5
Lucrători serv.	15,9	16,1	0,2
Agricultori	4,5	2,9	-1,6
Lucrători calif. neagr.	31,4	2,7	-4,4
Lucrători necalif.	9,7	8,8	0,9
Lucrători cu statut nedef.	0,2	0,3	0,1
Transfer ponderi total	x	x	6,0

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Anexa nr. 9**Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în
Portugalia în perioada 1994-2002**

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	9,4	7,3	-2,1
Specialiști	6,8	6,7	-0,1
Tehnicienii	11,0	7,3	-3,7
Funcționari	10,8	9,6	-1,2
Lucrători serv.	13,7	13,8	0,1
Agricultori	9,8	11,3	1,5
Lucrători calif. neagr.	28,2	30,1	1,9
Lucrători necalif.	10,3	13,9	3,6
Lucrători cu statut nedef.	0,0	0,0	0,0
Transfer ponderi total	x	x	7,1

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.**Anexa nr. 10****Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în
Slovacia în perioada 1994-2002**

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	5,4	5,1	-0,3
Specialiști	9,6	10,1	0,5
Tehnicienii	17,7	18,7	1,0
Funcționari	8,6	6,6	-2,0
Lucrători serv.	10,1	14,0	3,9
Agricultori	2,2	1,2	-1,0
Lucrători calif. neagr.	34,0	33,8	-0,2
Lucrători necalif.	12,3	10,5	-1,8
Lucrători cu statut nedef.	0,0	0,0	0,0
Transfer ponderi total	x	x	5,4

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Anexa nr. 11**Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în
Slovenia în perioada 1994-2002**

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	3,3	6,4	3,1
Specialiști	8,6	11,9	3,3
Tehnicienii	22,4	15,1	-7,3
Funcționari	7,4	10,5	3,1
Lucrători serv.	10,4	12,2	1,8
Agricultori	10,3	8,6	-1,7
Lucrători calif. neagr.	30,6	29,3	-1,3
Lucrători necalif.	7,0	5,0	-2,0
Lucrători cu statut nedef.	0,0	1,0	1,0
Transfer ponderi total	x	x	12,3

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.**Anexa nr. 12****Modificarea structurii pe grupe de profesii a populației ocupate în
Regatul Unit în perioada 1994-2002**

%

Grupa de profesii	1994	2002	Modif. rel.
Manageri	15,8	14,2	-1,6
Specialiști	10,2	11,6	1,4
Tehnicienii	9,5	13,6	4,1
Funcționari	15,2	13,1	-2,1
Lucrători serv.	17,5	14,9	-2,6
Agricultori	8,7	12,2	3,5
Lucrători calif. neagr.	22,5	20,2	-2,3
Lucrători necalif.	0,0	0,0	0,0
Lucrători cu statut nedef.	0,6	0,2	-0,4
Transfer ponderi total	x	x	9,0

Calculat după: *ILO Statistical Yearbook 2003*, Geneva.

Anexa nr. 13**Repartiția numărului de cercetători ENI pe principalele domenii ale
sectorului întreprinderi***(nr. de persoane ENI)*

	2002		2003	
	Total	Cercet.	Total	Cercet.
Total	18399	10673	16942	9920
Agricultură, silvicultură și piscicultură	3323	1244	3034	1146
Ind. extractivă	1196	768	1214	724
Ind. prelucrătoare	12232	7663	10844	6809
Energie electrică și termică, gaze și apă	284	187	344	226
Construcții	305	148	285	141
Servicii	1059	663	1221	874

Sursa: Anuarul statistic al României, 2004, p. 463.

Anexa nr. 14

**Salariați ENI din activitatea de CD din sectorul întreprinderi după
ocupație și activități**

	2002		2003	
	Total	Cerc.	Total	Cerc.
Sect întreprinderi – total	18399	10673	16942	9920
Agricultură, silvicultură și piscicultură	3323	1244	3034	1146
Ind. extractivă	1196	768	1214	724
Ind. prelucrătoare, din care:	12232	7663	10844	6809
Alimentară, băuturi și produse din tutun	93	63	162	113
Produse textile, articole de îmbrăcăminte, pielărie și încălțăminte	308	86	389	88
Prelucrarea lemnului și a produselor din lemn (exclusiv mobila)	44	22	0	0
Celuloza, hârtie și produse din hârtie	86	56	95	62
Prelucrarea țițeiului, cocsificarea cărbunelui și tratarea combustibililor nucleari	615	390	491	326
Substanțe și produse chimice	1090	632	924	531
Produse din cauciuc și mase plastice	239	140	222	116
Fabricarea materialelor de construcții și alte produse din minerale nemetalice	382	134	285	90
Metalurgie	644	458	603	433
Construcții metalice, mașini și echipamente	8397	5520	7405	4926
Mobilier și alte activități neclasificate în altă parte	334	162	266	122
Energie electrică și termică, gaze și apă	284	187	344	226
Construcții metalice, mașini și echipamente	305	148	285	141
Servicii, din care:	1059	663	1221	874
Cercetare-dezvoltare	331	209	430	312

Sursa: calculat după date *Anuarul statistic al României*, 2004.

Anexa nr. 15

Ponderea cheltuielilor de capital și a cheltuielilor de personal în totalul cheltuielilor de CD din sectorul întreprinderilor

	% ch capital în ch totale		% ch de pers în ch totale	
	2002	2003	2002	2003
Sect. întreprinderi – total	8,36	11,10	54,83	51,24
Agricultură, silvicultură și piscicultură	5,02	5,93	49,28	47,54
Ind. extractivă	1,72	4,46	51,34	67,50
Ind. prelucrătoare, din care:	10,49	15,19	56,33	53,60
Alimentară, băuturi și produse din tutun	6,22	2,58	74,97	87,94
Produse textile, articole de îmbrăcăminte, pielărie și încălțăminte	1,14	1,53	81,89	59,03
Prelucrarea lemnului și a produselor din lemn (exclusiv mobilă)	3,93	0,00	57,70	
Celuloză, hârtie și produse din hârtie	4,08	4,32	53,37	51,03
Prelucrarea țițeiului, cocsificarea cărbunelui și tratarea combustibililor nucleari	9,12	10,14	69,41	54,60
Substanțe și produse chimice	9,24	5,84	57,94	58,60
Produse din cauciuc și mase plastice	4,14	24,04	61,81	49,31
Fabricarea materialelor de construcții și alte produse din minerale nemetalice	2,80	0,91	70,37	48,87
Metalurgie	1,78	2,24	53,76	40,19
Construcții metalice, mașini și echipamente	12,68	19,78	53,05	54,40
Mobilier și alte activități neclasificate în alta parte	8,84	33,58	53,23	52,38
Energie electrică și termică, gaze și apă	4,56	4,58	45,63	45,87
Construcții metalice, mașini și echipamente	7,28	8,05	59,05	61,59
Servicii, din care:	1,28	2,69	59,82	35,22
Cercetare-dezvoltare	0,78	4,18	47,78	54,69

Sursa: calculat după date *Anuarul statistic al României*, 2004.

Bibliografie selectivă

- Ph. Aghion, P. Howitt - Endogenous Growth Theory, MIT, Press, 1998.
P. Romer - Endogenous technological change, în: Journal of Political Economy, vol. 98, nr. 5/1998.
- R.J. Barro, X. Sala-i-Martin - Economic Growth, McGraw-Hill Company, New York, 1995.
- R.J. Barro, J.W. Lee - International Measures of Schooling Years and Schooling Quality, American Economic Review (Papers and Proceedings) no.86(2) /1996.
- B. R. Chiswick - Interpreting the Coefficients of Schooling in the Human Capital Earning Function, în: Journal of Educational Planning and Administration, no.12 (2)/1998.
- S. Cobb, P. Douglas - A Theory of Production, în: American Economic Review, no.18/1928.
- xxx - Dicționar de matematică și cibernetică în economie, Editura Științifică și Enciclopedică, București, 1979.
- J. Coleman - Social Capital in the Creation of Human Capital, în: American Journal of Sociology, vol.94/1988.
- C.R. McConnell, S.L. Brue - Contemporary Labor Economics, McGraw - Hill Company, New York, 1986.
- E. Denison - Why Growth Rates Differ: Postwar experiences in nine western countries, The Brookings Institute, Washington DC, 1967.
- J.C. Eicher, L. Levy - Garbona et all – L'économie de l'éducation, Economica, Paris, 1979.
- G.N. Grossman, E. Helman - Innovation and Growth, MIT Press, Cambridge, Mass, 1991; P. Romer - Endogenous technological change, în: Journal of Political Economy, vol. 98, nr. 5/1998.
- Irfan ul Haque et all –Trade, technology and international competitiveness, EDI Development Studies, World Bank, Washington, 1995.
- A. Iancu - Modele de creștere economică și de optimizare a corelației dintre acumulare și consum, Editura Academiei, București, 1974.
- J. Kmenta - On estimation of the CES production function, în: International Economic Review, vol. 8. no. 2/1967.
- O'Mahony, M. și van Ark, B. - EU productivity and competitiveness: an industry perspective – European Commission, 2003.

-
- J. Mincer - Schooling, Experience and Earnings, NBER, New York, 1974.
- E. Panas - Almost homogenous production functions. A theoretical and empirical analysis with special emphasis on labour input. The case of Swedish manufacturing industry, Almqvist Wiksell Tryckert, Uppsala 1987.
- F. M. Pavelescu - Considerații privind estimarea parametrilor funcției de producție CES prin metoda Kmenta, în: Revista română de statistică, nr. 4-5/1992.
- F.M. Pavelescu - Progresul tehnologic și ocuparea forței de muncă, Editura IRLI, București, 1997.
- F.M. Pavelescu - Transformarea economiei și dezechilibrele pieței forței de muncă, Editura IRLI, București, 2003.
- F.M. Pavelescu - Considerații privind regresia linară trifactorială, în: Oeconomica, nr. 3/ 2004.
- F.M. Pavelescu - Some considerations regarding the significance of the Cobb-Douglas production function estimated parameters. A new approach: în: Revue Roumanie des Sciences Sociales, nr.1-2/1986.
- F.M. Pavelescu - Indicatori ai formei traiectoriei seriilor de timp, în: Revista română de statistică, nr. 2/2002.
- F.M. Pavelescu - Features of Ordinary Least Squares (OLS) Method. Implications for Estimation Methodology, în: Journal of Economic Forecasting, no. 2/2002.
- F.M. Pavelescu - O reinterpretare a metodologiei standard de estimare a parametrilor modelului de regresie liniară, în: Caiet de studii, nr. 4/2004 al Seminarului de modelare macroeconomică al INCE.
- A. Portes - Social Capital: Its origins and application to modern sociology, American Review of social Sciences, no. 24/1998.
- G. Psacharopoulos - Returns of Investment in Education, A Global Update, în: World Development, no. 22 (9), 1994.
- R. Putman - Bowling Alone America's declining social capital, Journal of Democracy, vol. 60, no. 1/1995.
- J.C. Richarson (ed.) Hand book of of Theory of Research for Sociology of Education, Itacha, Greenwood, 1986.
- R. Sato, M.J. Beckman - Neutral inventions and production functions, Review of Economic Studies, nr. 35/1968.

-
- T.W. Schultz - Investment in Human Capital, în: American Economic Review, nr. 51(1)/ 1961.
- T. Schuller - Social and human capital: The search for appropriate technomethodology, în: Policy Studies, vol. 21, no. 1/2000.
- R. Solow - Technical change and aggregate production function, în: Review of Economics and Statistics, August, 1957.
- A.A. Walters - A note of Economics of Scale, în: The Review of Economics and Statistics, nr. 45/1963.
- L. Wossman - Schooling and the Quality of Human Capital, Springer Verlag, Berlin, 2002.
- xxx - European Trend Chart on Innovation, 2004. Trend Chart Statistical Papers Series, European Commission, 2004.
- xxx - Human capital investment. An international comparison, OECD, Paris, 1998.
- xxx - Innovation in Europe, 2004 Edition - European Commission.
- xxx - Key Figures 2005 on Science, Technology and Innovation. Towards a European Research Area - European Commission, 2005.
- xxx - Key Figures 2003-2004 on Science, Technology and Innovation. Towards a European Research Area - European Commission, 2003.
- xxx - Anuarul Statistic al României – INS, 2000, 2004.
- xxx - Primul document consultativ pentru PND 2007 – 2013, Ministerul Finanțelor Publice, octombrie 2004.
- OSIM - Raport anual 2002.
- xxx - Raport privind percepția problematicei formării profesionale, MMSSF, București, 2006.

București, România

Licența Ministerului Culturii nr. 1442/1992

Tel: 021-318 24 38; Fax: 021-318 24 32

Consilier editorial: Valeriu IOAN-FRANC

Aparat critic și editorial: Aida SARCHIZIAN

ISBN 978-973-7885-91-3

Depozit legal trim. IV, 2007