



Modele culturale *versus* structuri economice

Autor: Jean-Vasile C. ANDREI

Lucrare realizată în cadrul proiectului "Cultura română și modele culturale europene - cercetare, sincronizare, durabilitate", cofinanțat din FONDUL SOCIAL EUROPEAN prin Programul Operațional Sectorial pentru Dezvoltarea Resurselor Umane 2007 – 2013, Contract nr. POSDRU/159/1.5/S/136077.

Titlurile și drepturile de proprietate intelectuală și industrială asupra rezultatelor obținute în cadrul stagiului de cercetare postdoctorală aparțin Academiei Române.

* * *

*Punctele de vedere exprimate în lucrare aparțin autorului și nu angajează
Comisia Europeană și Academia Română, beneficiara proiectului.*

DTP, complexul editorial/redacțional, traducerea și corectura aparțin autorului.

Descărcare gratuită pentru uz personal, în scopuri didactice sau științifice.

Reproducerea publică, fie și parțială și pe orice suport,
este posibilă numai cu acordul prealabil al Academiei Române.



ISBN 978-973-167-290-8



SUMMARY

INTRODUCTION.....	1
CHAPTER I	
THEORIES AND CULTURAL MODELS – IN PROCESS OF ACHIEVING THE WELL FUNCTIONAL AND HIGH COMPETITIVE FREE MARKET ECONOMIES.....	3
1.1. General considerations on theories and cultural models.....	3
1.2. Influences of the national culture dimensions on modeling the inland economic structures.....	9
1.2.1. The Hofstede's dimensions regarding the national culture.....	10
CHAPTER II	
THE EUROPEAN ECONOMIC MODEL IN CONTEXT OF THE GLOBAL TRANSFORMATIONS.....	18
2.1. General approaches regarding the European economic model.....	18
2.2. The economic and social dimension of the European social and economic model.....	27
2.3. The state intervention and the social dimension of the European economic model.....	36
2.4. The econometrical approaches in analyzing the European economic and social model.....	47
2.4.1. The Scandinavian Model.....	49
2.4.2. The Anglo-Saxon Model.....	54
2.4.3. The Continental Model.....	58
2.4.4. The Mediterranean Model.....	66
2.4.5. The South East European Model.....	72
2.5. Aspects regarding the evolution of the GDP per capita values distribution for the analyzed economic and cultural models.....	81
CHAPTER III	
THE EVOLUTION OF THE ROMANIAN ECONOMIC STRUCTURES FROM THE PERSPECTIVE OF NATIONAL ECONOMIC MODEL.....	84
3.1. From the socialist economy to free market transition in Romania.....	84
3.2. Proposed and utilized models in analysis of the evolution of the national economic structures.....	90
3.3. The econometrical approach in analysis of the value added model in Romanian economy.....	97
3.3.1. Research methodology.....	98
3.3.2. Cointegration tests.....	100
3.4. Analysis of the data sets and of the main research findings.....	105
CONCLUZIONS AND PROPOSALS.....	111
REFERENCES.....	115

ABSTRACT

Nowadays cultural influences represent a vital element in shaping national economic structures. Although these are often used rather to explain the differences between various levels and limits in the development of national economies, they may form a factor of major influence in stimulating the development of national economic structures. Culture influences and also shapes the evolution of a society, defining it as a whole.

Approaching a subject such as that of defining cultural patterns vs. economic structures started from the idea that, behind the uncomfortable reality the national economies have to express in, in the contemporary times the influences of the cultural pattern are of maximum importance to promote increasing sustainable economy and achieving the targets of a functional and highly competitive economy. Although the interdependence between different economic sectors and fields has been proved in numerous specialized studies, the effort to explain and emphasize the existence of an inner, deep and determined link between the cultural pattern and economic structures imposes synchronization in central plan.

As a matter of fact, if synchronization generally means the concordance between sound and image, in this case of postdoctoral research the analysis of cultural patterns and economic structures starts from the idea that the two events take place in the same time and have mutual influences and often antagonistic over the economic context they express in. Understanding the influences of the cultural pattern in shaping the national economic structures may provide the forming and promoting suitable governmental policies able to value the national economic potential. One of the central elements of this research is identifying the concrete ways to realize a potential synchronization between the cultural pattern and the existent economic structures, beyond the deep asymmetry between the necessity of the organic evolution of the national economy in the context of efficiency and competitiveness, by adjusting to the global changes and mediating the functional imbalances at the level of various economic structures, by transposing some variables specific to the national cultural pattern.

The originality of this paper consists in the fact that we try to find some explanations regarding the synchronization of the cultural patterns with the present national economic structures from an integrated perspective. From this point of view, the analysis is focused on two significant dimensions. Thus, the first dimension takes into account a quantitative and qualitative research made on a group of eleven states classified according to five economic patterns (Scandinavian, Anglo-Saxon, continental, Mediterranean and South-East European). It has been tried to realize a theoretical pattern having as a main objective sustaining the idea that the cultural pattern is a central factor in shaping the economic structures, and the need to synchronize those two is an absolute necessity in the context of the present economic realities.

The second dimension explored in this paper is focused on analyzing the changes that marked the Romanian economy during the long process of passing from the system of command economy to market economy. Thus we tried to explain the pattern of evolution of the economic structures and national economy as a whole, during the 1965-2013 period.

The main research objectives of the paper were:

- analysing the influences of the importance of national culture on shaping the national economy from the Hofstede pattern regarding national culture;
- establishing and defining a potential correlation between the evolution of the economic structures and the influence of the cultural patterns on the trends of some economic indicators (GDP; GDP per capita);
- making a quantitative and qualitative analysis of the evolution of eleven states grouped according to the main five economic and cultural patterns associated to the European economic and cultural pattern ;
- identifying the possible influences of the cultural patterns over defining the present structure of the national economy.

Defining the intensity of the correlations between GDP and each of the factors taken into consideration was made using the unifactorial linear correlation coefficient, and realizing the patterns of econometric analysis associated with the investigation of the problem previously established for each of the analyses state imposed the construction of at least two patterns. Using the linear pattern of regression and determining its values was carried out with the least square method, and testing the validity of the pattern was made by applying ANOVA and the Fisher test for the report of two dispersions. Applying this method of analysis represented, for the current research, a choice included in the purpose of setting some patterns of evolution for the economies of the states taken into consideration in this research from the influence of the cultural patterns.

From structural point of view, the paper is divided into three chapters, together with conclusions, added with the bibliographical references. Each of these chapters analyzes aspects important for understanding the correlation cultural vs. economic patterns.

Starting from implications of the specificity of each cultural pattern on forming the present economic patterns we tried to find some answers to the questions “what type of economic pattern does correspond the best to the national cultural pattern in order to define a functional economic structure as close as possible to the best and able to satisfy the requests of a functional and highly competitive economy?” and “how the cultural pattern influences the evolution of the economic structures”.

CUPRINS

INTRODUCERE.....	1
CAPITOLUL I	
TEORII ȘI MODELE CULTURALE – ÎN PROCESUL DE REALIZARE A ECONOMIILOR DE PIAȚĂ FUNCȚIONALE ȘI ÎNALT COMPETITIVE.....	3
1.1.Considerații generale privind teoriile și modele culturale.....	3
1.2. Influențele dimensiunilor culturii naționale asupra modelării economiei naționale.....	9
1.2.1.Dimensiunile Modelului Hofstede privind cultura națională.....	10
CAPITOLUL II	
MODELUL ECONOMIC EUROPEAN ÎN CONTEXTUL TRANSFORMĂRIILOR GLOBALE.....	18
2.1.Abordări generale privind Modelul economic european.....	18
2.2. Dimensiunea economică și socială din perspectiva modelului economic și social european.....	27
2.3. Intervenția statală și dimensiunea socială a modelului european.....	36
2.4. Abordări econometrice în analiza modelului economic și social european.....	47
2.4.1. Modelul scandinav.....	49
2.4.2. Modelul anglo-saxon.....	54
2.4.3.Modelul continental.....	58
2.4.4. Modelul mediteranean.....	66
2.4.5.Modelul Sud-Est european.....	72
2.5.Aspecte ale evoluției distribuției valorilor PIB per capita în cazul modelelor economice și culturale considerate.....	81
CAPITOLUL III	
EVOLUȚIA STRUCTURILOR ECONOMICE ROMÂNEȘTI DIN PERSPECTIVA MODELULUI ECONOMIC NAȚIONAL	84
3.1. De la economia socialistă la tranziția la economia de piață în România	84
3.2. Modele utilizate în analiza evoluției structurilor economice naționale	90
3.3. Abordarea econometrică în analiza modelului valorii adăugate în România.....	97
3.3.1. Metodologia de cercetare	98
3.3.2. Testele de cointegrare.....	100
3.4. Analiza setului de date și a rezultatelor obținute.....	105
CONCLUZII ȘI PROPUNERI.....	111
REFERINȚE BIBLIOGRAFICE.....	115



REZUMAT

Influențele culturale constituie în zilele noastre un element determinat în modelarea structurilor economice naționale. Deși adeseori acestea sunt folosite mai degrabă pentru a explica diferențele dintre diversele nivele și praguri ale dezvoltării economiilor naționale, ele se pot constitui într-un factor cu influență majoră în stimularea dezvoltării structurilor economice naționale. Cultura influențează și modelează în același timp evoluția societății, definind societatea în ansamblul ei.

Abordarea unui subiect precum cel al determinării modelele culturale vs. structuri economice a pornit de la premisa, că, dincolo de realitatea neconfortabilă în care economiile naționale trebuie să se manifeste, în epoca contemporană, influențele modelului cultural sunt unele de maximă importanță în promovarea creșterii economice sustenabile și realizarea exigențelor unei economii de piață funcționale și înalt competitive. Deși interdependența dintre diferitele sectoare și ramuri economice au fost demonstrate în numeroase studii de specialitate, încercarea de a explica și evidențierea existenței unei legături intrinseci, profunde și determinate dintre modelul cultural și structurile economice, impune în plan central sincronizarea.

Practic, dacă sincronizarea înseamnă în sens general concordanța dintre sunet și imagine, în cazul acestei teme de cercetare postdoctorale, analiza modelele culturale și a structurile economice pleacă de la premisa că cele două evenimente se petrec în același timp și au influențe reciproce și adeseori antagonice asupra spațiului economic în care se manifestă.

Înțelegerea influențelor modelului cultural în modelarea structurilor economice naționale poate asigura crearea și promovarea unor politici guvernamentale adecvate care să valorifice superior potențialul economic național. Identificarea modalităților concrete de realizare a unei eventuale sincronizări dintre modelul cultural și structurile economice existente, dincolo de asimetria profundă dintre necesitatea evoluției organice a economiei naționale în condiții de eficiență și competitivitate, prin adaptarea la transformările globale și medierea dezechilibrelor funcționale la nivelul diverselor structuri economice, prin transpunerea unor variabile specifice modelului cultural național, constituie unul din elementele centrale ale acestei cercetări.

Originalitatea acestei lucrări derivă din faptul că se încearcă găsirea unor explicații în vederea realizării unei posibile sincronizări a modelelor culturale cu actualele structuri economice naționale dintr-o perspectivă integrată. Analiza realizată, din această perspectivă, este centrată pe două dimensiuni semnificative. Astfel prima dimensiune are în vedere realizarea unei cercetări cantitative și calitative a unui grup de unsprezece state clasificate în funcție de cinci modele economice (modelul scandinav, modelul anglo-saxon, modelul continental, modelul mediteranean și modelul Sud-Est European). S-a încercat astfel construirea unui model teoretic al cărui principal obiectiv este de a sprijini ideea că modelul cultural este un factor central în

modelearea structurilor economice, iar nevoia unei sincronizări între acestea două este de o necesitate absolută, în contextul actualelor realități economice.

A doua dimensiune explorată în această lucrare s-a axat pe analiza transformărilor care au marcat economia României în lungul proces de trecere de la sistemul economiei de comandă la economia de piață. Astfel s-a încercat explicarea modelului de evoluție a structurilor economice și a economiei naționale, în ansamblul ei, pentru perioada 1965-2013.

Obiectivele cercetării le-au reprezentat:

- analiza influențelor dimensiunilor culturii naționale asupra modelării economiei naționale din perspectiva Modelului Hofstede privind cultura națională;
- stabilirea și definirea unei potențiale corelații între evoluția structurilor economice și influența modelelor culturale asupra tendințelor unor indicatori economici (PIB; PIB per capita);
- realizarea unei analize cantitative și calitative a evoluției a unsprezece state grupate în funcție de principalele cinci modele economice și culturale asociate modelului economic și social european;
- identificarea posibilelor influențe ale modelelor culturale în definirea structurii actuale a economiei naționale.

Definirea intensității corelațiilor dintre PIB și fiecare din factorii considerați s-a efectuat utilizând coeficientul de corelație liniară unifactorială iar realizarea modelelor de analiză econometrică asociate investigării problematicii stabilite anterior, în cazul fiecărui stat analizat a impus construcția a cel puțin două modele. Utilizarea modelului liniar de regresie și determinarea valorilor acestuia s-a realizat cu metoda celor mai mici pătrate (least square method), iar testarea validității modelului a fost efectuată prin aplicarea ANOVA și a testului Fisher pentru raportul a două dispersii.

Aplicarea acestei metode de analiză, a reprezentat, în cazul cercetării, o alegere subsumată scopului fundamentării unor modele de evoluție a economiilor statelor considerate în cercetare din perspectiva influenței modelelor culturale.

Din punct de vedere structural, lucrarea este organizată în trei capitole, însoțite de concluzii, la care se adaugă referințele bibliografice. Fiecare dintre aceste capitole analizează aspecte importante pentru înțelegerea corelației modele culturale vs. structuri economice.

Pornind de la implicațiile pe care specificitatea fiecărui model cultural le are în formarea modelelor economice contemporane, s-a încercat găsirea unor răspunsuri la întrebările “ce fel de model economic corespunde cel mai bine modelului cultural național pentru a defini o structură economică funcțională, cât mai



UNIUNEA EUROPEANĂ



Fondul Social European
POSDRU 2007-2013



Instrumente Structurale
2007-2013



MINISTERUL
EDUCAȚIEI ȘI
CERCETĂRII
ȘTIINȚIFICE

OIPOSDRU



ACADEMIA ROMÂNĂ

aproape de optim și care să satisfacă exigențele unei economii funcționale și înalt competitive” și “în ce măsură modelul cultural influențează evoluția structurilor economice”.

CUPRINS

INTRODUCERE.....	1
CAPITOLUL I	
TEORII ȘI MODELE CULTURALE – ÎN PROCESUL DE REALIZARE A ECONOMIILOR DE PIAȚĂ FUNCȚIONALE ȘI ÎNALT COMPETITIVE.....	3
1.1. Considerații generale privind teoriile și modele culturale.....	3
1.2. Inflențele dimensiunilor culturii naționale asupra modelării economiei naționale.....	9
1.2.1.Dimenisunile Modelului Hofstede privind cultura națională.....	10
CAPITOLUL II	
MODELUL ECONOMIC EUROPEAN ÎN CONTEXTUL TRANSFORMĂRILOR GLOBALE.....	18
2.1. Abordări generale privind Modelul economic european.....	18
2.2. Dimensiunea economică și socială din perspectiva modelului economic și social european.....	27
2.3. Intervenția statală și dimensiunea socială a modelului european.....	36
2.4. Abordări econometrice în analiza modelului economic și social european.....	47
2.4.1. Modelul scandinav.....	49
2.4.2. Modelul anglo-saxon.....	54
2.4.3.Modelul continental.....	58
2.4.4. Modelul mediteranean.....	66
2.4.5.Modelul Sud-Est european.....	72
2.5.Aspecte ale evoluției distribuției valorilor PIB per capita în cazul modelelor economice considerate.....	81
CAPITOLUL III	
EVOLUȚIA STRUCTURILOR ECONOMICE ROMÂNEȘTI DIN PERSPECTIVA MODELULUI ECONOMIC NAȚIONAL	84
3.1. De la economia socialistă la tranziția la economia de piață în România	84
3.2. Modele utilizate în analiza evoluției structurilor economice naționale	90
3.3. Abordarea econometrică în analiza modelului valorii adăugate în România.....	97
3.3.1. Metodologia de cercetare	98
3.3.2. Testele de cointegrare.....	100
3.4. Analiza setului de date și a rezultatelor obținute.....	105
CONCLUZII ȘI PROPUNERI.....	111
REFERINȚE BIBLIOGRAFICE.....	115

INTRODUCERE

Abordarea unui subiect precum cel al analizei interdependențelor dintre modelele culturale și structuri economice a pornit de la premisa, că, dincolo de realitatea neconfortabilă în care economiile naționale trebuie să se manifeste, în epoca contemporană, influențele modelului cultural sunt unele de maximă importanță în promovarea creșterii economice sustenabile și realizarea exigențelor unei economii de piață funcționale și înalt competitive.

În contextul diversificării relațiilor de producție și a modului de funcționare a economiilor în general, precum și amplificarea transformărilor ce se petrec atât la nivel global, dar mai ales în spațiul economic european, analiza corelația dintre modelele culturale și structurile economice este una de amplă actualitate, ce impune o reconsiderare a rolului și locului pe care variabilele culturale și substratul cultural îl au în general în modelarea mecanismului de funcționare a economiilor naționale. Deși interdependențele dintre diferitele sectoare și ramuri economice au fost demonstrate în numeroase studii de specialitate, încercarea de a explica și evidenția existența unei legături intrinseci, profunde și determinate dintre modelul cultural și structurile economice, impune în plan central sincronizarea.

Practic, dacă sincronizarea înseamnă în sens general concordanța dintre sunet și imagine, în cazul acestei teme de cercetare postdoctorale, analiza modelelor culturale și a structurilor economice pleacă de la premisa că cele două evenimente se petrec în același timp și au influențe reciproce și adeseori antagonice asupra spațiului economic în care se manifestă.

Înțelegerea influențelor modelului cultural în modelarea structurilor economice naționale poate asigura crearea și promovarea unor politici guvernamentale adecvate care să valorifice superior potențialul economic național. Identificarea modalităților concrete de realizare a unei eventuale sincronizări dintre modelul cultural și structurile economice existente, dincolo de asimetria profundă dintre necesitatea evoluției organice a economiei naționale în condiții de eficiență și competitivitate, prin adaptarea la transformările globale și medierea dezechilibrelor funcționale la nivelul diverselor structuri economice, prin transpunerea unor variabile specifice modelului cultural național, constituie unul din elementele centrale ale acestei cercetări.

Originalitatea acestei lucrări derivă din faptul că se încearcă găsirea unor explicații în vederea realizării unei posibile sincronizări a modelelor culturale cu actualele structuri economice naționale dintr-o perspectivă integrată. Analiza realizată, din această perspectivă, este centrată pe două dimensiuni semnificative. Astfel în prima dimensiune se are în vedere realizarea unei cercetări cantitative și calitative a unui grup de unsprezece state clasificate în funcție de cinci modele economice (modelul scandinav, modelul anglo-saxon, modelul continental, modelul

mediteranean și modelul sud-est european). Se încercă astfel construirea unui model teoretic al cărui principal obiectiv este de a sprijini ideea că modelul cultural este un element central în modelarea structurilor economice, iar nevoia unei sincronizări între acestea două este o necesitate absolută, în contextul actualelor realități economice.

A doua dimensiune explorată în această lucrare s-a axat pe analiza transformărilor care au marcat economia României în lungul proces de trecere de la sistemul economiei de comandă la economia de piață. Astfel s-a încercat explicarea modelului de evoluție a structurilor economice și a economiei naționale, în ansamblul ei, pentru perioada 1965-2013.

Din punct de vedere structural, lucrarea este organizată în trei capitole, însoțite de concluzii, la care se adaugă referințele bibliografice. Fiecare dintre aceste capitole analizează aspecte importante pentru înțelegerea corelației modele culturale și structuri economice.

Astfel în primul capitol sunt prezentate considerații generale privind teoriile și modele culturale, fiind totodată realizată o analiză a influențelor caracteristicilor culturii naționale în contextul modelării economiei naționale din perspectiva Modelului Hofstede privind cultura națională.

Capitolul doi conține atât o analiză de sinteză a evoluției principalelor dimensiuni ale modelului economic și social european în contextul transformărilor globale, cât și o cercetare cantitativă și calitativă a cinci modele economice și culturale, privite ca părți componente ale modelului european.

În Capitolul al trei-lea este realizată o analiză econometrică privind evoluția modelului economic românesc și structura economice naționale prin care s-a încercat extinderea analizelor și abordarea din perspectivă autohtonă a antitezei modelele culturale vs. structuri economice.

Pornind de la implicațiile pe care prinspecificul fiecărui model cultural le au în formarea modelelor economice contemporane, s-a încercat găsirea unor răspunsuri la întrebările “ce fel de model economic corespunde cel mai bine modelului cultural național pentru a defini o structură economică funcțională, cât mai aproape de optim și care să satisfacă exigențele unei economii funcționale și înalt competitive” și “în ce măsură modelul cultural influențează evoluția structurilor economice”.

CAPITOLUL I

TEORII ȘI MODELE CULTURALE – ÎN PROCESUL DE REALIZARE A ECONOMIILOR DE PIAȚĂ FUNCȚIONALE ȘI ÎNALT COMPETITIVE

1.1. Considerații generale privind teoriile și modele culturale

Influențele culturale constituie în zilele noastre un element determinant în modelarea structurilor economice naționale. Deși adeseori acestea sunt folosite mai degrabă pentru a explica diferențele dintre diversele nivele și praguri de dezvoltare ale economiilor naționale, ele se pot constitui într-un factor cu influență majoră în stimularea dezvoltării per ansamblu a structurilor economice naționale. Cultura influențează și modelează în același timp evoluția societății, definind societatea în ansamblul ei.

Potrivit lui (Throsby, 2001) cultura și economia pot fi percepute ca două dintre cele mai puternice forțe care modelează comportamentul uman în relația sa cu societatea. Substratul cultural influențează ratele anuale de creștere economică, atitudinea față de muncă și percepția riscului în afaceri, mobilizarea și orientarea capitalului către domeniile cele mai performante din economie. Din perspectiva lui Jones (2006) cultura este percepută de foarte multe ori ca un punct fix pentru un observator experimentat la un anumit moment dat și tocmai, poate deorece mutațiile culturale apar și se manifestă treptat. (Jones, 2006)

Creșterea economică la nivel național este indisolubil legată de gradul de performanță al fiecărui individ în parte, de nivelul de productivitate dar, și de atitudinea și relațiile existente atât între indivizi, cât și între indivizi și societate. Totodată substratul cultural poate fi perceput ca un construct endogen al civilizației umane în sine, o expresie a evoluției sale care însumează experiențele și atitudinile indivizilor și societății de-a lungul timpului.

Relația dintre cultura națională și influențele ei asupra dezvoltării economice și modelarea structurilor de producție interne au constituit un subiect de amplă actualitate și în același timp delicat. Corelația dintre dezvoltarea economică și gradul de dezvoltare culturală al unei națiuni a fost explicată de numeroase studii realizate în domeniu. Astfel Tang și Koveos, (2008) evidențiază faptul că între dezvoltarea economică și preferințele culturale există o relație complexă; cu cât culturile naționale devin mai puțin egalitariste și individualiste și dobândesc o orientare pe termen lung, cu atât nivelul PIB per capita crește. (Tang și Koveos, 2008).

Relația cultură-economie și mai ales efectele pe care cultura și modelele culturale le au asupra modelării spațiului economic și asigurarea fundamentelor creșterii economice au reprezentat subiectul cu o amplă abordare, mai ales în literatura de specialitate străină. Multe studii realizate au încercat să comensureze efectele pe care substratul cultural îl are asupra performanțelor economice, alocării resurselor în cadrul economiilor naționale, modelul economic adoptat, încercând să explice și diferențele de productivitatea între state, precum și stilurile manageriale adoptate în companiile naționale.

Dacă sincronizarea înseamnă în sens general concordanța dintre sunet și imagine, în cazul acestei teme de cercetare postdoctorală, analiza modelelelor culturale și a structurilor economice pleacă de la premisa că cele două evenimente se petrec în același timp și au influențe reciproce și anatonice asupra spațiului economic în care se manifestă.

Cultura constituie un element definitoriu în evoluția statului, fiind ea însăși un produs al evoluției statului și societății. Influențele modelelor culturale asupra dezvoltării economiilor naționale sunt tot mai pregnante, modelând atât structurile economice interne, cât și modalitățile de valorificare a potențialelor economice. Substratul cultural devine așadar în egală măsură componentă a sistemului economic dar și componentă a procesului decizional economic în sine. Din această perspectivă substratul cultural al societății este definit de (Petrakis și Kostis, 2013) ca o sumă de cunoaștere comună care constă din proceduri de gândire, credințe, comportamente și valori ale constructului uman care stau la baza conceptelor privind lumea materială și cea spirituală.

Astfel unii autori sunt de părere că fundal cultural este constituit de sindroame culturale care pot fi considerate construcții mentale intermediare care proveneau din trecutul îndepărtat și care sunt conectate cu prezentul.(Hong, 2009)

Conceptul de valori culturale naționale prezintă o semnificație aparte, profundă care include numai acele valori specifice, adânc înrădăcinate în spațiul spiritual al unui popor care îl identifică, și care îl definește ca popor, având un grad ridicat de stabilitate și relevanță. O convingere, devine valoare culturală națională numai în măsura în care se dovedește a fi o componentă definitorie pentru spațiul și populația căreia îi este atribuită.

În acest context prin valoare culturală se înțelege un principiu sau o conduită acceptată de o comunitate sau grup de indivizi care împărtășesc aceleași norme și experiențe sociale, și care împreună alături de credințe alcătuiesc cultura în ansamblul său; pe de altă parte tradițiile și obiceiurile sunt produse ale culturii și modelului cultural.

Diferențele culturale influențează determinant nivelul rezultatelor economice și financiare ale agenților economici, fluxurile de capital și investițiile, mobilitatea forței de muncă sau nivelul ratei dobânzii, iar spațiile economice și culturale constituie factori potențatori sau de

regres în stimularea proceselor economice. De cele mai multe ori substratul cultural comun facilitează procesul de afaceri și mobilizarea resurselor între agenții economici aparținând unui model economic sau spațiu cultural comun.

Astfel, dimensiunea culturală a agenților economici joacă un rol determinant în procesul de atragere a investițiilor transfrontaliere, în realizarea fuziuniunilor și achizițiilor internaționale de companii sau în funcționarea pieței internaționale de capital. Cercetările în domeniu (Ely și Thomas, 2001; Page, 2007) au demonstrat inclusiv că angajații care provin din medii culturale diferite sau au un substrat cultural diferit contribuie determinant la creșterea nivelului de performanță al companiei, prin nivelul și importanța informației partajate.

De cele mai multe ori variabilele culturale reflectă stereotipuri care au luat naștere la nivelul societății, înmagazinând experiențele și transformările acesteia și care sunt apriorice creației relațiilor instituționale între om și societate.

Având un nivel ridicat de rezistență la schimbare, acestea predefinesc anumite evoluții și comportamente în rândul societății, influențând inclusiv comportamentul economic al indivizilor și evoluția structurilor economice. De exemplu, în literatura de specialitate au fost identificate cazuri în care se constată o influență negativă a dimensiunilor culturale asupra evoluției economice. Astfel, Marini (2004) în studiul său a identificat o conexiune inversă, negativă între creșterea economică și valorile tradiționale asociate economiei și o determinare pozitivă cu valori precum independența, austeritatea sau determinarea. (Marini, 2004)

În unele studii de specialitate (Guiso et al., 2008; Chui et al., 2010) s-a argumentat că implicit gradul de participare pe piața de capital și stabilirea momentului de valorificare a activelor sunt influențate în mod determinant de valorile culturale naționale.

Valorile culturale naționale se transpun în funcționalitatea modelului economic clasic, prin perspectiva preferinței individului pentru un anumit model sau conduită în afaceri, sau din perspectiva utilității, dar nu toate aceste valori afectează în mod direct și determinant decizia economică.

Valorile culturale naționale pot fi susceptibile în a afecta în mod semnificativ preferințele unui individ sau agent economic care alege să desfășoare o activitate economică într-un anumit spațiu economic și cultural și care trebuie să se conformeze la un set de reguli preexistent și caracteristic acestuia.

Diversitatea spațiilor economice și culturale impun reguli și dezvoltă la rândul lor modele economice specifice, fundamentate pe existența valorilor culturale naționale pe care le integrează și valorifică, validându-le prin nivelul de performanță economică înregistrat.

Implicațiile multiple ale variabilelor culturale au determinat legături de cauzalitate între evenimente cu natură diversă. De exemplu, în literatura de specialitate s-au identificat existența a

numeroase legături între manifestarea unor evenimente politico-militare și rezultatele economice ulterioare.

Pornind de la ideea exprimată în literatura de specialitate (Gaygisiy, 2013; Hofstede, 2001) potrivit căreia “cultura este un set de atitudini comune, valori, scopuri, și practici care caracterizează o instituție, o organizație, un grup, și care influențează toate aspectele din viața unei societăți sau a unui individ”, această cercetare va încerca să pună în valoare tocmai acele elemente specifice pe care modelul cultural îl are în formarea comportamentului economic al indivizilor, agenților economici, dar și în modelarea politicilor guvernamentale, atât de necesare în asigurarea bunăstării societății.

Extinzând acest concept, Throsby (2001) introduce noțiunea de capital cultural, cu o arie de referință mult cuprinzătoare, care include atât expresiile culturale, cu caracter intangibil (idei, practici, credințe, tradiții și valori), cât și bunurile corporale cu semnificație culturală (structuri, clădiri, picturi, sculpturi, statui, etc). (Throsby, 2001)

Utilizarea adecvată a capitalului cultural poate conduce la îmbunătățirea gradului de valorificare a potențialului economic național și implicit la modelarea structurilor economice, prin prisma valorizării caracteristicilor modelelor culturale. Deși caracteristicile modelelor culturale reflectă în egală măsură stereotipuri sociale și psihologice specifice unei națiuni, implicațiile pe care acestea le au asupra formării și funcționalității structurilor economice sunt semnificative și exced simpla legătură de cauzalitate directă.

Neglijarea influențelor pe care modelele culturale le au în modelarea economiilor moderne, și neinclusiunea atributelor culturale în realizarea analizelor economice poate contribui în egală măsură la deformarea realității economice. După cum remarcă și Tabellini (2005), influențele culturale au un impact semnificativ asupra realizării creșterii economice. Din această perspectivă cultura și implicit modelul cultural, este considerat ca fiind o variabilă exogenă în multe dintre modelele economice, deoarece aceasta nu se schimbă în funcție de șocurile pe termen scurt din economie (Shoham și Malul, 2013).

În unele studii precum, Inglehart (1997) s-au identificat relații de cauzalitate și corelații directe dintre modelul cultural și creșterea economică, punându-se în evidență și unele grupuri de țări care par să împărtășească aceleași valori culturale comune.

Greif (1994) pune în evidență faptul că valorile culturale pot conduce la diferite structuri sociale ale relațiilor economice și afectează totodată dinamica distribuției bogăției în societate. În acest context este tot mai mult necesară nevoia de sincronizare dintre modelele culturale vs. structuri economice, în vederea armonizării funcționării mecanismelor economiei naționale, din perspectiva asigurării convergenței cu exigențele modelului economic european.

În literatura de specialitate, națională, dar mai ales cea străină, deși există numeroase lucrări științifice care abordează problematica efectelor culturii și modelelor culturale asupra economiei, de cele mai multe ori aceste aspecte sunt tratate unidirecțional, sau din perspectiva influențelor pe care le au asupra asigurării creșterii și bunăstării economice, și mai puțin din perspectiva implicațiilor asupra structurilor economice naționale.

De cele mai multe ori, în literatura de specialitate, s-a constatat o abordare mai mult descriptivă a interdependențelor cultură-economie, fără a se realiza o evaluare multidimensională a acestora, sau o încercare de sincronizare a modelelor culturale cu structurile economice.

Spațiul european se constituie în expresia concentrată a unor transformări istorice ce au marcat evoluțiile societăților europene de-a lungul unei îndelungi perioade, începând cu Revoluția industrială și marile descoperiri geografice, care și au pus amprenta asupra întregii istorii a omenirii.

Sistemele economice statele au fost influențate și determinate la rândul lor de evoluțiile culturale, pe cât de diverse, pe atât de unitare. Spațiul european beneficiind totuși de o unitate culturală asigurată de condițiile geografice și de manifestarea unei spiritualități tradiționale. Numeroasele studii realizate în domeniu (Popescu, 2014; Triparti, 2014), demonstrează actualitatea problematicii.

Pe de altă parte (Esping-Andersen, (1990) au realizat o clasificare simplă, dar destul de interesantă a diferitelor forme de bunăstare, pe care le-a grupat în trei modele distincte: modelul liberal, modelul corporatist și modelul universal. În această situație modelul liberal de stat al bunăstării, dispune de o paletă restrânsă de instrumente și mijloace de intervenție la nivelul economiei, după cum constată și Andersen, (2004) „statul joacă un rol limitat și bine definit în sensul asigurării unei plase de protecție în cazul în care piața și societatea civilă nu sunt suficiente.” (Andersen, 2004; p.744)

Grosfeld și Zhuravskaya (2015) demonstrează existența unei determinări cauzale între moștenirea culturală imperială a Poloniei și performanțele economice ale acestei țări în economia contemporană. Ei remarcă că diferențele în ceea ce privește veniturile, producția industrială, educația, nivelul corupției și încrederea în instituțiile guvernamentale au fost atenuate de existența forțelor economice și de intervenția politică a statului. (Grosfeld și Zhuravskaya, 2015)

În acest context o dimensiune importantă în analiza implicațiilor variabilelor culturale asupra dezvoltării economice o reprezintă efectele dezvoltării spațiilor culturale asupra dezvoltării structurilor economice și a comunităților, în special. Modelul economic și cultural european poate fi privit astfel și din perspectiva spațiului cultural european, ca rezultat al transformărilor progresive care au marcat continentul de-a lungul istoriei.

Astfel un spațiu economic și cultural tradițional, din perspectiva lui Antrop, (1997) conține istoria complexă a unui loc sau regiune, în care încă mai pot fi citite compoziția și structura sa. Totodată Hernik și Dixon-Gough, (2011) susțin că peisajele și spațiile culturale au fost și sunt modelate de evoluția comunităților locale și de tradițiile și credințele locale care contribuie în egală măsură la construirea identității locale, reflectând istoria și experiența oamenilor în relația lor cu mediul. (Hernik și Dixon-Gough, 2011)

Prin multiplele sale semnificații, cultura influențează în mod determinant, atât progresul societății cât și dezvoltarea economică în egală măsură. În genere, variabilele culturale determină nivelul de performanță al unei economii, prin două modalități specifice Fukuyama, (1995), distincte, respectiv prin intermediul trăsăturilor culturale care stimulează la rândul lor nivelul de performanță individuală și integrarea într-un anumit spațiu cultural, și trăsături care dezvoltă capital social în rândul întregii populații. Fukuyama, (1995),

Pornind de la constatarea lui Max Weber că oamenii sunt ființe culturale, dotate cu capacitate și voință de a lua o atitudine conștientă față de lume și împrumută din semnificația ei (Weber, 1904), putem accepta că indivizii sunt în egală măsură produse ale modelului cultural și acționează și în funcție de trăsăturile acestuia.

Variabilele culturale reprezintă factori în determinarea progresului societății. Dacă în concepția economiștilor clasici cultura și variabilele culturale sunt instrumente în modelarea rezultatului economic și au un grad relativ redus de contribuție la realizarea creșterii economice, teoriile economice moderne încorporează variabilele culturale în modele economice viabile prin intermediul cărora sunt explicate diferențele în nivelul de dezvoltare al diferitelor economii, performanța economică, disparitățile economice și sociale sau modelele de afaceri.

Totodată, variabilele culturale determină în mod explicit gradul de prosperitate al unei națiuni. După cum remarcă în studiul său (Landes, 1998), dacă am învățat ceva din istoria dezvoltării economice este faptul că întotdeauna cultura face diferența...iar ceea ce contează este munca, onestitatea, răbdarea și tenacitatea. (Landes, 1998; p.516-523)

Cultura și valorile culturale nu sunt statice ci resimt pe deplin influențele și transformările societale globale, adaptându-se la realitățile societății. De cele mai multe ori însă factorii culturali și unele variabile culturale rămân neschimbate sau dimpotrivă reacționează cu greutate sau întârziere la schimbare.

Anumite valori sau concepte sunt sensibile la modificările produse în mediul social, economic, politic sau cultural, pe care le preia și încorporează, rafinându-se, în timp ce altele sunt mult mai înrădăcinate în substratul societal și se adaptează cu greutate la noile exigențe, fiind regăsite în instituțiile informale ale societății.

De exemplu (Weiss, 1995; p.30) susține că în economiile în care întreprinderile sunt deținute de oameni de afaceri organizați și responsabili, vor depăși în cele din urmă acele companii deținute de proprietari bogați. (Weiss, 1995; p.30)

Substratul cultural și valorilor culturale acționează în mod determinant asupra nivelului de bunăstare al societății și indivizilor, impunând un anumit tip de comportament societal. După cum remarcă și (Maridal, 2013), atunci când valorile și tradițiile sunt canalizate pentru a susține orientarea spre rezultate a populației, productivitatea și investițiile cresc, contribuind semnificativ la realizarea creșterii economice. (Maridal, 2013; p.145)

1.2. Influențele dimensiunilor culturii naționale asupra modelării economiei naționale

Cultura națională constituie un element definitoriu în modelarea nu numai a societății în ansamblu ei, ci și asupra elementelor constitutive ale sistemului social și implicit asupra evoluției structurilor economice. Evoluția economiei naționale și a sistemului economic național este rezultatul determinant al conjugării unor elemente de natură economică, socială, culturală, demografică și sociologică, precum și al constângerilor legate de natura spațiului în care aceasta se dezvoltă.

Variabilele culturale se impun în modelarea structurilor economice naționale cărora le imprimă un mod specific de evoluție, de dezvoltare. Astfel, între acestea și nivelul de dezvoltare economică au fost evidențiate de cele mai multe ori relații directe, cu implicații determinante în modelarea diverselor structuri economice. În acest context, între caracteristicile culturale naționale și variabilele economice se stabilesc relații de determinare reciprocă, structurile economice fiind și rezultatul influențelor culturale și ale substratului cultural al societăților în care se dezvoltă.

În literatura de specialitate relația dintre cultura națională și economia națională, precum și influențele dintre aceste două componente au fost amplu studiate. Unele dintre cele mai vizibile și citate studii în acest domeniu sunt cele realizate de (HofstedeG, 2011; Hofstede et al., 2010; Hofstede și McCrae, 2004) și conține șase dimensiuni: distanța față de putere, individualism vs colectivism, masculinitate vs. feminitate, evitarea incertitudinii, orientarea pe termen lung și indulgență vs. constrângere.

1.2.1. Dimenisunile modelului Hofstede privind cultura națională

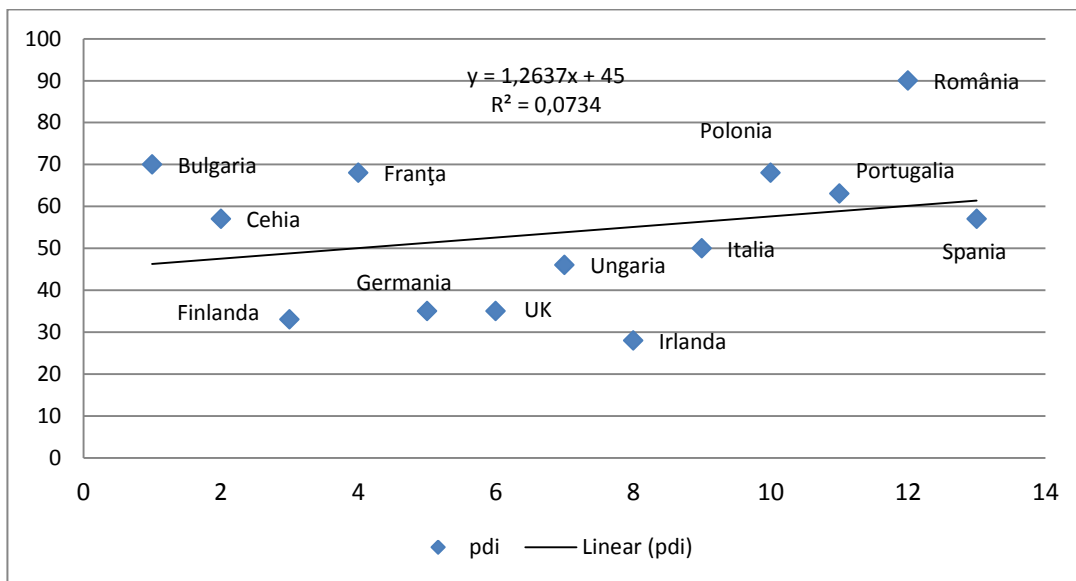
Dimensiunile Hofstede relevă corelații semnificative în ceea ce privește încadrarea efectelor culturii naționale asupra performanțelor economice și evoluției economiilor naționale în ansamblul lor. În tabelul 1.1 sunt prezentate dimensiunile și caracteristicile Modelului Hofstede privind cultura națională

Tabelul 1.1. Dimenisunile Modelului Hofstede privind cultura națională

DIMENSIUNE	CARACTERISTICI
Distanța față de putere	– Se fundamentează pe prezumția că nu toți indivizii sunt egali în societate; – Exprimă atitudinea indivizilor față de distribuția inegală a puterii între membrii societății; – Măsoară gradul în care membrii, instituțiile și organizațiile dintr-o țară acceptă distribuția inegală a puterii între structurile societății; – Reflectă gradul de percepție al inegalității sociale.
Individualism vs. Colectivism	– Gradul de independență pe care o societate îl alocă și menține membrilor ei; – Imaginea de sine este definită prin eu și mai puțin prin noi; – În societățile individualiste primează individul și familia sa și mai puțin colectivitatea.
Masculinitate vs feminitate	– Societățile de tip masculin sunt foarte reci, competitive, bazate pe un sistem de valori care începe să se formeze în școală și continuă să se dezvolte pe tot parcursul vieții – Competitivitate ridicată, grad înalt de tehnologizare.
Evitarea incertitudinii	- Reflectă măsura în care oamenii se simt amenințați de instabilitate, ambiguitate, incertitudine și modul în care aceștia înțeleg să reacționeze pentru a evita aceste situații;
Orientarea pe termen lung	- Nevoia de perspectivă a societății spre un viitor sustenabil și așteptările legate de acesta sau / nevoia de întoarcerea către trecut și valori istorice; - Gradul de așteptare pentru rezultate viitoare
Indulgență vs. constrângere	- Strâns conexată de manifestarea liberă a individului în societate; - Permite o relativă satisfacere a trebuințelor individului pornind de la drepturile sale naturale, axându-se pe bucuria de a trăi; - Constituie măsura în care oamenii încearcă să controleze dorințele și impulsurile lor, bazate pe modul în care acestea se dezvoltă în timp.

Sursa: autorul pe baza The Culture Compass™, <http://geert-hofstede.com/countries.html>

Având în vedere distanța față de putere se remarcă o distribuție polarizată între modelele culturale și statele analizate. Astfel, dacă statele aparținând modelului scandinav și anglo-saxon sunt în genere societăți în care ierarhiile au o importanță destul de redusă, fiind de regulă formale și de conveniență, promovându-se performanța individuală și stilul participativ de decizie, statele aparținând modelului mediteranean și celui sud-est european formează latura opusă, fiind de regulă societăți cu un grad ridicat de preferință spre ierarhie și formalizare, uneori excesivă. În **Graficul 1.1** sunt prezentate scorurile înregistrate de statele analizate în cazul dimensiunii distanța față de putere.



Graficul 1.1 Distanța față de putere (PDI)

Sursa: prelucrări proprii ale autorului Dimensions of national Cultures, Dimension Data Matrix, Geert Hofstede, <http://geerthofstede.nl/dimension-data-matrix>

În cazul modelului scandinav se constată o convergență deplină între statele analizate. Prin scorurile înregistrate, atât Finlanda (33), cât și Suedia (31) se încadrează în categoria societăților în care ierarhiile au o importanță destul de redusă, promovându-se performanța individuală, dacă se are în vedere valoarea înregistrată la dimensiunea individualism vs colectivism. Astfel, în cadrul acestor societăți puterea este descentralizată, stilul de conducere este participativ, se încurajează spiritul de echipă, comunicarea fiind directă, informală. Aceste caracteristici se întâlnesc și cazul statelor care alcătuiesc modelul anglo-saxon, respectiv Irlanda(28) și Marea Britanie(35).

Modelul continental oferă o imagine puternic polarizată. Scorul înregistrat(35) situează Germania alături de state precum Marea Britanie(35), Finlanda(33) și Suedia(31) care au o distanță redusă față de putere. Existența unei clase mijlocii puternice, implicarea activă a angajaților în managementul companiilor, cogestiunea sunt factori care contribuie semnificativ la realizarea unui grad ridicat de interdependență societăți și membrilor săi față de structurile

formale de putere. În schimb Franța înregistrează un scor ridicat al acestei dimensiuni. Dependența indivizilor de ierarhie este determinantă, iar succesul activității depinde de funcționalitatea ierarhiei, conducerea fiind centralizată.

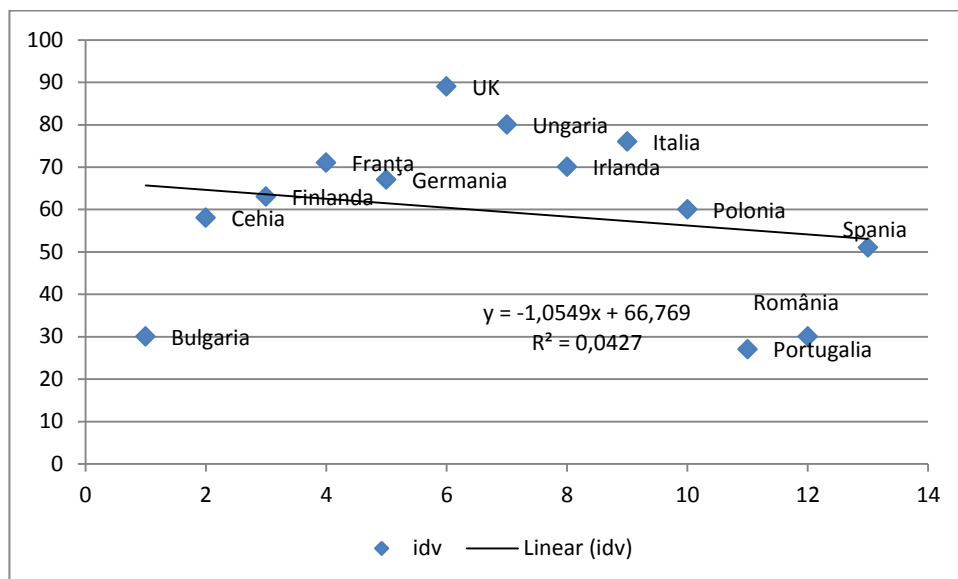
Din perspectiva modelului mediteranean distanța față de putere are un grad diferit de percepție. Astfel, Spania (57) este o țară în care sunt preferate ierarhiile, iar indivizii își acceptă locul și rolul în structura formală a societății, în timp ce în cazul Italiei se evidențiază diferențe semnificative între nord și sud. Astfel, în nordul Italiei se remarcă o tendință spre descentralizare a puterii în adoptarea deciziilor și un puternic curent de egalitarism, în același timp promovându-se un stil participativ de conducere, în opoziție cu partea de sud în care valorile sunt contrare acestei direcții.

În cazul modelului sud-est european se remarcă o situație interesantă în cazul celor trei state avute în vedere. În România și Bulgaria se înregistrează scoruri ridicate la această dimensiune (90, respectiv 70) reflectând faptul că au un puternic caracter ierarchic. Din această perspectivă, Românii și bulgarii acceptă ușor și fără rezerve ordinea ierarhică unde fiecare individ este situat în funcție de numite criterii predeterminate fără a fi necesar o justificare prealabilă în funcție de pregătire și competențe.

Ierarhia este percepută astfel ca fiind reflecția unor inegalități inerente dar acceptate de către indivizi, generate de regulă de existența unui sistem centralizat de conducere, unde gândirea proactivă și vizionară nu este încurajată, iar subordonatul este un simplu executant neimplicat în adoptarea deciziilor iar șeful ideal este personificat de autocratul binevoitor, dar fără viziune.

La polul opus se situează însă Ungaria care prin scorul scăzut pe care l-a înregistrat o diferențiază semnificativ de celelalte două state. Față de acestea, în cazul Ungariei ierarhia este de regulă de conveniență, conducerea facilitează și delegează mai degrabă decât să impună soluții, promovându-se un management participativ, acceptându-se descentralizarea puterii, indivizii sunt consultați în problemele companiei iar comunicarea este directă.

Individualismul este o dimensiune caracteristică aproape tuturor statelor analizate din perspectiva modelelor economice, cu excepția României și Bulgariei care sunt apreciate ca fiind societăți de tip colectivist. În **graficul. 1.2.** sunt prezentate scorurile înregistrate de statele analizate în cazul dimensiunii individualism vs. colectivism.



Graficul.1.2.Individualism vs. Colectivism (IDV)

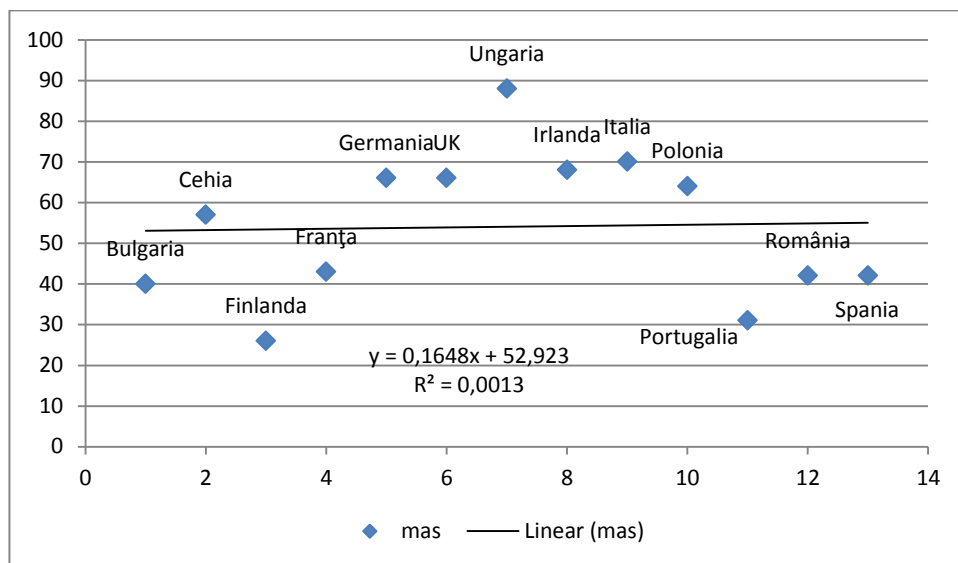
Sursa: prelucrări proprii ale autorului Dimensions of national Cultures, Dimension Data Matrix, Geert Hofstede, <http://geerthofstede.nl/dimension-data-matrix>

Societățile individualiste sunt orientate către performanță individuală, punându-se accent pe responsabilitate socială și beneficiul mutual partajat între angajați și angajatori. În modelul anglo-saxon se constată o influență puternică al culturii individualiste. Atât Irlanda (70) cât și Marea Britanie sunt recunoscute ca fiind societăți de tip individualist. Scorul înregistrat de Marea Britanie (89) este printre cele mai ridicate, fiind întrecut doar de SUA și Australia. Potrivit constatărilor Cultural Compass, britanicii sunt persoane foarte individualiste și private iar fericirea este atinsă doar prin realizarea personală. În ceea ce privește modelul scandinav (Finlanda și Suedia) cât și în cel continental (Germania și Franța) sau mediteraneanse înregistrează scoruri ridicate ale acestei dimensiuni.

În cazul societăților colectiviste membrii societății sunt devotați familiei și cercului relațional din care aceștia fac parte. Sunt stimulate apartenența la grup iar loialitate față de acesta este primordială și excede de multe ori regulile sociale sau reglementările formale. Totodată, societatea favorizează dezvoltarea unor relații puternice între indivizi și grupul din care fac parte, responsabilitatea fiind una colectivă, iar indivizii sunt stimulați să acționeze în numele grupului.

În societățile colectiviste relația angajat-angajator este percepută în termeni morali, iar deciziile de angajare sau promovare au în vedere relația și percepția grupului față de aceștia. În schimb, Ungaria (80), este singurul stat din modelul sud-est european care se încadrează în societățile de tip individualist unde indivizii urmăresc cu precădere realizarea propriilor interese, manifestând o preferință spre o reglementare minimală a societății, urmărindu-se beneficiul comun. Angajarea și promovarea indivizilor în companii se realizează pe baza meritocrației iar managementul este unul al indivizilor și nu al grupurilor.

Dimenisunea masculinitate vs feminitate pune în evidență dominanta motivațională a indivizilor, respectiv alegerea între dorința de a fi cel mai bun (masculinitate) sau plăcerea lucrului bine realizat (feminitate). În **graficul 1.3.** sunt prezentate scorurile înregistrate de statele analizate în cazul dimensiunii masculinitate vs.feminitate.



Graficul 1.3. Masculinitate vs. Feminitate (MAS)

Sursa: prelucrări proprii ale autorului pe baza Dimensions of national Cultures, Dimension Data Matrix, Geert Hofstede, <http://geerthofstede.nl/dimension-data-matrix>

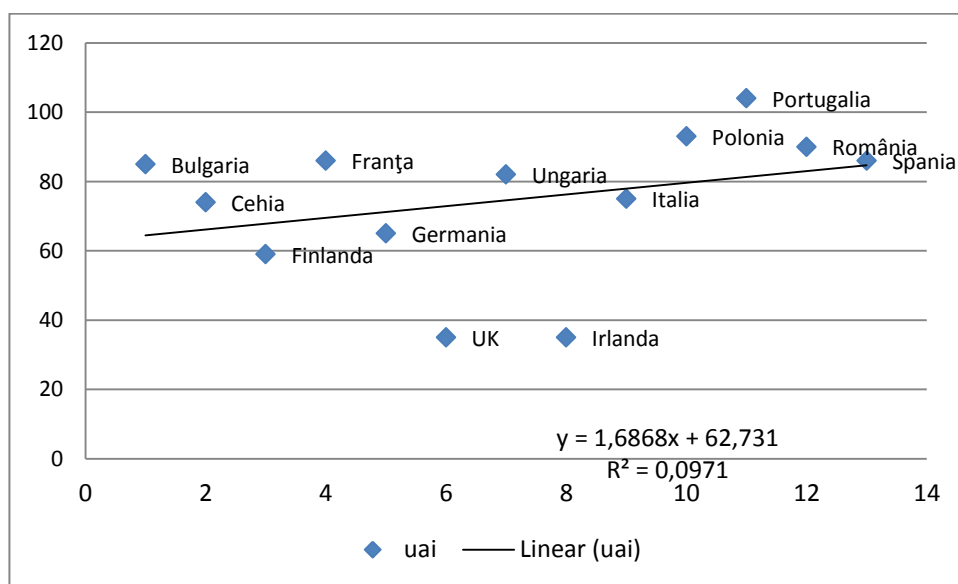
În societățile feminine de regulă se încearcă realizarea un echilibru între muncă și viața personală, individul dorind să armonizeze nevoia de câștig și performanță socială cu satisfacerea unor nevoi de ordin estetic, cultural sau alocarea de timp petrecut alături de familie și cei dragi. În aceste societăți se pune accent pe consens și solidaritate, iar conflictele sunt rezolvate prin negociere și compromis.

Obiectivul principal îl constituie bunăstarea și nu statusul social. În cazul societăților masculine, factori motori sunt concurența și nivelul ridicat de performanță și productivitate. Sunt de regulă societăți reci, bazate pe funcționalitatea unui mecanism rigid de promovarea a criteriilor de eficiență și a managementului performant. Astfel, se constată o întrepătrundere între caracterul de masculinitate și cel de feminitate la unele din modelele analizate cu este cazul modelului sud-est european unde Ungaria face notă disonantă, sau modelul continental corporatist unde de asemenea, Germania se încadrează în societățile de tip masculin.

Modelul Scandinav, analizat prin prisma celor două state – Finlanda(26) și Suedia(5) descrie societăți de tip feminin, în timp ce modelului anglo saxon și celui mediteranean le sunt atribuite trăsătura de model masculin. Atât Irlanda (68), cât și Marea Britanie (66) descriu trăsăturile unor societăți puternic masculinizate orientate către profit și câștig personal, în care indivizii sunt motivați către performanță de la vârste fragede. Pe de altă parte, modelul continental corporatist poate fi încadrat ca fiind masculin, deși prin scorul înregistrat de Franța(43) se înclină mai mult balanța spre o societate de tip feminin. De asemenea în categoria

societăților de tip feminin poate fi înscris și modelul sud-est european, în care România(42) și Bulgaria (40) sunt societăți considerate relativ feminine.

Evitarea incertitudinii constituie o componentă deosebită în funcționarea și comportamentul indivizilor în cadrul unei societăți având în vedere că indivizii vor încerca întotdeauna și pe orice căi să identifice acele situații favorabile care valorificate corespunzător vor genera un nivel superior de câștig. În cazul modelului scandinav și a celui anglo-saxon se remarcă un indice scăzut de evitare a incertitudinii, în timp ce pentru celelalte trei modele - continental corporatist, mediteranean și sud-est european se evidențiază un nivel ridicat al indicelui de evitare al incertitudinii. În graficul 1.4. sunt prezentate scorurile privind evitarea incertitudinii, înregistrate de statele analizate.



Graficul 1.4 Evitarea incertitudinii (UAI)

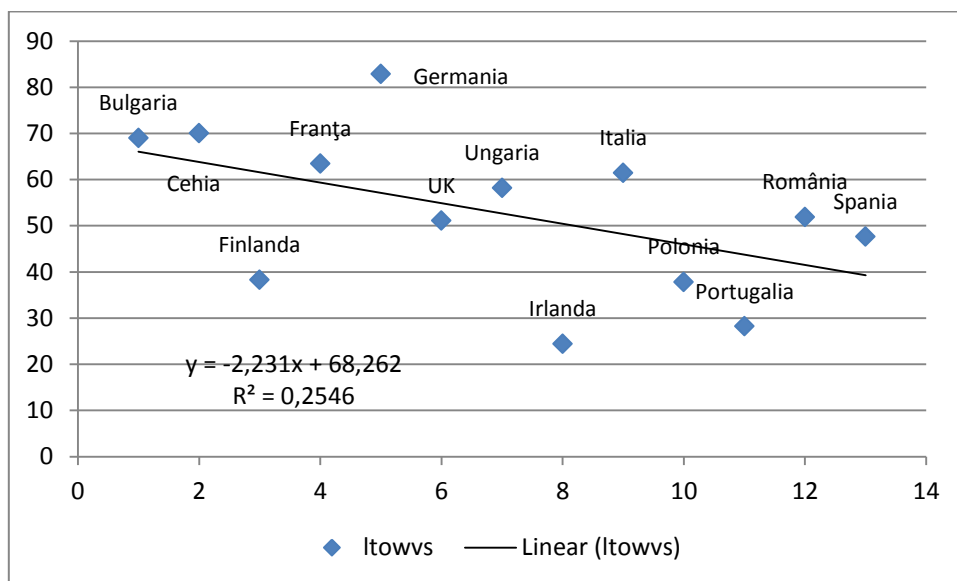
Sursa: prelucrări proprii ale autorului pe baza Dimensions of national Cultures, Dimension Data Matrix, Geert Hofstede, <http://geerthofstede.nl/dimension-data-matrix>

Evitarea incertitudinii presupune pentru toate societățile existența unui set de reguli și orientarea către palierul educațional în vederea obținerii de șanse favorabile suplimentare și diminuarea riscului. Pentru statele care înregistrează niveluri ridicate ale evitării incertitudinii precum: Franța(63) Finlanda (59) există nevoia emoțională de reguli, coduri și norme, fiind în general societăți cu o viziune pragmatică în care sunt încurajate orientarea către educația modernă văzută ca cea mai sigură sursă pentru realizarea unui viitor. Nivelul redus al indicelui de evitare a incertitudinii este specific societăților normative, precum: Marea Britanie (35), Irlanda(35), în care sunt promovate și respectate cu strictețe regulile.

Orientarea pe termen lung definește poziția individului față de așteptările viitoare pe care acesta le are față de sine și de la societate. În societățile în care se înregistrează niveluri ridicate ale acestui indicator există nevoia emoțională de reguli, coduri și norme, fiind în general

societăți cu o viziune pragmatică în care sunt încurajate orientarea către educația modernă văzută ca cea mai sigură sursă pentru realizarea unui viitor.

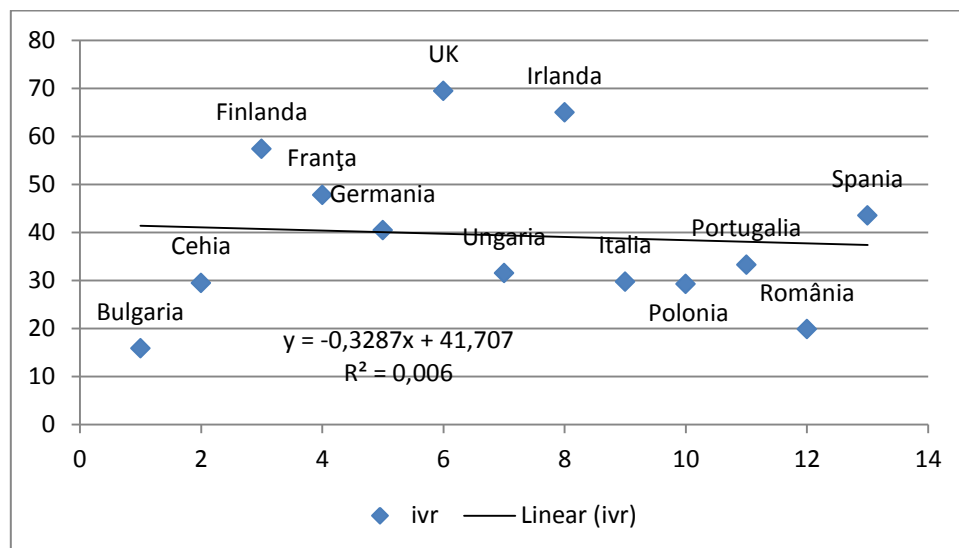
Nivelul redus al indicelui de evitare a incertitudinii este specific societăților care normative în care sunt promovate și respectate cu precădere tradițiile, obiceiurile, specificul organizațional local, ca valori fundamentale în societate, fiind societăți cu un grad mare de rezistență la schimbare. Totodată aceste societăți manifestă o capacitate ridicată de a adapta și transpune tradițiile exigențelor curente ale dezvoltării contemporane, încurajează economiile și investițiile, fiind îndeosebi orientate spre rezultate. În graficul 1.5. sunt prezentate scorurile privind orientarea pe termen lung pentru statele supuse analizei.



Graficul 1.5 Orientarea pe termen lung (ITOWVS)

Sursa: prelucrări proprii ale autorului pe baza Dimensions of national Cultures, Dimension Data Matrix, Geert Hofstede, <http://geerthofstede.nl/dimension-data-matrix>

Indulgență vs. constrângere este o dimensiune care pune în evidență măsura în care oamenii încearcă să satisfacă dorințele și impulsurile lor, pe măsură ce acestea se dezvoltă. Astfel, în societățile în care se înregistrează un scor scăzut la această dimensiune se evidențiază o tendință crescută spre pesimism și cinism. În societățile cu un nivel de constrângere nu se pune accentul pe timpul liber sau satisfacerea nevoilor personale, ci dimpotrivă acestea sunt încorsetate de reguli și norme sociale. În graficul 1.6. sunt prezentate scorurile privind dimensiunea indulgență vs. constrângere pentru statele supuse analizei.



Graficul 1.6 Indulgență vs. constrângere (IVR)

Sursa: prelucrări proprii ale autorului pe baza Dimensions of national Cultures, Dimension Data Matrix, Geert Hofstede, <http://geerthofstede.nl/dimension-data-matrix>

Din perspectiva acestei dimensiuni, modelul scandinav și cel anglo-saxon, prin prisma statelor analizate, reflectă în genere societăți indulgente. Astfel, Suedia înregistrează cel mai ridicat scor din această selecție (78), urmată de Marea Britanie (69), Irlanda (65) și Finlanda (57). În cazul celorlalte modele analizate, respectiv continental corporatist, sud-est european și cel mediteranean se constată existența unor culturi cu element de constrângere. Astfel Spania (44) înregistrează cel mai ridicat scor, urmată de Ungaria (31) Italia (30), România (20) și Bulgaria (16). În tabelul 1.2. sunt prezentate sinoptic caracteristicile modelelor economice și culturale analizate prin perspectiva dimensiunilor culturii naționale în abordarea Hofstede.

Tabelul 1.2. Modelele economice și culturale și Dimensiunile culturii naționale

Modelul Scandinav	Modelul Anglo-Saxon	Modelul continental corporatist	Modelul Mediteranean	Modelul sud-est european
Finlanda, Suedia	Marea Britanie, Irlanda	Germania, Franța	Italia, Spania	Bulgaria, Ungaria, România
Distanță mică față de putere	Distanță mică față de putere	Distanță mică față de putere	Distanță mare față de putere	Distanță mare față de putere
Individualism	Individualism	Individualism	Individualism	Colectivism
Feminitate	Masculinitate	Masculinitate	Masculinitate	Feminitate
		influențe de feminitate în cazul Franței		influențe de Masculinitate în cazul Ungariei
Indice scăzut de evitare a incertitudinii	Indice scăzut de evitare a incertitudinii	Indice ridicat de evitare a incertitudinii	Indice ridicat de evitare a incertitudinii	Indice ridicat de evitare a incertitudinii
Orientare pe termen scurt	Orientare pe termen scurt	Orientare pe termen scurt	Orientare pe termen scurt	Orientare pe termen scurt
Indulgent	Indulgent	Constrângere	Indulgent	Constrângere

Sursa: autorul pe baza The Culture Compass™, <http://geert-hofstede.com/countries.html>

CAPITOLUL II

MODELUL ECONOMIC EUROPEAN ÎN CONTEXTUL TRANSFORMĂRIILOR GLOBALE

2.1. Abordări generale privind Modelul economic european

Integrarea României în spațiul economic european a impus nu numai adoptarea măsurilor formale și de convergență la valorile culturale, sociale și economice europene, ci mai ales conformarea la exigențele modelului economic european.

Pornind de la constatarea că în spațiul european nu există o unitate deplină, ci mai degrabă coexistă și se manifestă diverse tendințe determinate de specificul național al fiecărui stat membru, se poate afirma că existența și funcționalitatea modelului economic și social european rezidă tocmai din cumulul acestor factori particulari.

Statele membre împărtășesc același set de valori și urmăresc realizarea aceluiași obiective, respectiv, consolidarea unei economii de piață funcționale și înalt competitive pe întreg teritoriul UE-28, precum și realizarea unui grad înalt de justiție socială. Modelul european are în mare parte un puternic caracter social.

Potrivit lui Petya, (2008) modelul economic și social european se caracterizează prin coexistența a două componente definitorii, un stat extins al bunăstării care oferă condiții superioare de protecție socială cetățenilor săi, la care se adaugă regimul relațiilor de muncă amplu reglementate și instituționalizate. Pe de altă parte, (Tomka, 2006) susține faptul că această accepțiune poate fi extinsă cu unele elemente care țin de instituționalizarea diversității sociale (coordonarea, corporatismul, proceduri democratice, subsidiaritate) și egalitate socială (universalism, reglementarea accentuată a pieței, redistribuire, solidaritate socială).

Modelul economic și social european se află într-un proces continuu de dezvoltare și adaptare la schimbările și mutațiile rapide ale economiei și societății europene, în vederea susținerii eficiente și reciproce a tuturor politicilor economice și sociale promovate la nivel comunitar. Din această perspectivă, modelul economic și social european este chemat să realizeze obiectivele triumphiului coeziunii sociale–ocupare cât mai deplină a forței de muncă și o creștere economică sustenabilă.

În acest context, modelul social european poate fi abordat ca o noțiune complexă, utilizată în descrierea și înțelegerea mecanismului de funcționare a economiei europene dintr-o perspectivă multidimensională, centrată pe promovarea creșterii economice sustenabile și a coeziunii sociale în spațiul comunitar. În ciuda utilizării sale frecvente nu există o accepțiune

comună privind noțiunea de model economic și social european, aceasta fiind folosită deseori pentru a explica o nouă cale de realizare a prosperității economice și sociale diferite de modelul american de economie.

Într-o altă opinie, (Ametsis et al. 2003), referindu-se la model economic și social european, îl definește ca fiind un set de valori sociale, principii și metode, care în esență pot fi reduse la trei principii fundamentale, respectiv recunoașterea justiției sociale ca obiectiv fundamental al politicii europene, acceptarea rolului productiv al politicii sociale și contribuția sa la realizarea unui grad înalt de eficiență economică și, în final promovarea și dezvoltarea unui nivel înalt de negociere între partenerii sociali.(Ametsis et al. 2003)

Zsuzsa, (2002) susține că model economic și social european este o comunitate constituită pe respectul și promovarea valorilor fundamentale, izvorâte din idealurile revoluției franceze, respectiv: libertate, egalitate, fraternitate, pe care UE-28 trebuie să le adopte și din care trebuie să își facă un model de existență.

Unii autori precum, Vaughan-Whitehead, (2003) extind această accepțiune și introduc noi elemente, care pot fi considerate definitorii pentru spațiul economic și social european, precum egalitatea de șanse și prevenirea discriminării, promovarea dialogului social, condiții de muncă echitabile, protecție socială înaltă a lucrătorilor și a familiilor lor, în timp ce (Jepsen și Pascual, 2005) reduc modelul economic și social european la stadiul unui proiect politic necesar pentru a legitima existența și funcționalitatea instituțiilor europene.

Astfel, după cum remarcă Ghral și Teague, (1997), în cazul modelului social european se constată o împletire specifică dintre sistemul de protecție socială autentică și o puternică instituționalizare a relațiilor dintre partenerii sociali.

Totuși o definiție pragmatică și destul de concisă este oferită de Aiginger și Guger, (2005) care susțin că modelul social european se fundamentează pe trei caracteristici elementare, care se regăsesc la nivelul fiecărui stat membru, și care sunt promovate la nivelul întregii economii europene, acesta centrându-se pe: responsabilitate, reglementare și un nivel ridicat de redistribuire a veniturilor.

Deseori, în literatura de specialitate, atunci când se face referire la model economic și social european, acesta este prezentat ca alternativă la modelul american, perceput de unii autori ca modelul ideal de economie performantă, având un înalt nivel de competitivitate, fiind capabil să genereze rate înalte ale profitului și eficiență crescută a afacerilor. Pe de altă parte modelul economic și social european este juxtapus acestuia și se constituie ca alternativa europeană, mult mai umană, la capitalismul neoliberal de tip american.

Astfel, modelul economic și social european, deși reunește variante și tipologii ale unor modele economice deja existente în spațiul european, acesta nefiind altceva decât o rezultată cu

un înalt grad de funcționalitate a acestora, reușește să se constituie într-o alternativă funcțională, originală și cu nivele de performanță comparabile, devenind de-a lungul timpului un referențial în promovarea dezvoltării economice.

La nivelul UE-28 se regăsesc și coexistă modele economice care, deși uneori sunt antagonice reușesc să promoveze și valorifice potențialul economic comunitar. Astfel, în cadrul modelului economic și social european sunt încorporate, potrivit abordărilor din literatura de specialitate (Manning, 2003), cel puțin patru modele economice diferite, care coexistă și se manifestă la nivelul spațiului comunitar, astfel: modelul continental caracterizat de un înalt nivel de echitate socială; modelul scandinav sau nordic care reușește să combine gradul înalt de eficiență cu echitatea socială și redistribuția veniturilor în cadrul societății, modelul mediteraneean care este marcat de un oarecare grad de dezordine și funcționalitate sincopată, și nu în cele din urmă, modelul anglo-saxon cu puternice influențe ale modelului american de tip neoliberal, definit prin eficiență crescută și o foarte bună funcționalitate a pieței. (Manning, 2003)

Trebuie precizat totuși că abordarea funcționalității modelului economic și social european se poate realiza atât din perspectiva întregului, a economiei comunitare în ansamblul său, sau optând pentru o oarecare clusterizare a economiilor din perspectiva modelelor economice amintite anterior.

După cum remarcă Bal, (2007), economiile europene se diferențiază printr-o serie de caracteristici esențiale care le definesc și identifică, cele mai importante dintre acestea concretizându-se în tipul de relații structurale care se formează între agenții economici în cadrul procesului economic, pe de o parte, politicile guvernamentale și instrumentele de intervenție aflate la dispoziția statului, pe de altă parte, și nu în cele din urmă întrepatrunderea subtilă dintre concurență, forța regulatorie guvernamentală și intervenția indirectă și globală a statului în economie.

Pornind de la diversitatea politicilor economice adoptate de fiecare stat în parte, al nivelului de performanță economică atins, precum și de la reformele întreprinse de-a lungul unor îndelungate perioade de tranziție, se poate aprecia că mai de grabă acestea au fost rezultatul unui mecanism intern de adaptare la exigențele realităților economice interne și de conformare la mediul economic global decât o transpunere unitară a unor caracteristici specifice unui model economic.

Modelul economic și social a devenit un punct de referință în abordarea creșterii economice, având ca principală componentă realizarea coeziunii sociale europene fiind centrat pe realizarea unor transferuri cu finalitate socială ridicată, fiind totodată pluri și multidirecțional adresându-se unor dimensiuni care exced funcționalitatea pieței în paradigma sa clasică.

De cele mai multe ori acesta vizează nu numai realizarea exigențelor unei economii de piață funcționale și înalt competitive așa cum este economia comunitară, ci și realizarea unor obiective specifice cu o puternică componentă socială, prin care se dorește realizarea unui înalt grad de coeziune socială, protecție socială redistribuirea echitabilă a veniturilor precum și promovarea componentelor economiei sociale. În tabelul 2.1 sunt prezentate comparativ principalele caracteristici ale modelului economic și social european vs. modelului american din perspectiva studiului realizat de (Schulmeister, 2006).

Tabelul 2.1: Modelul economic și social european vs. Modelul american

Caracteristică	Uniunea Europeană/ spațiu comunitar	SUA
Valorile fundamentale	Libertate individuală și justiția socială fundamentate pe idealurile Revoluției Franceze (libertate, egalitate, fraternitate)	Libertatea individuală și dreptul de a-ți urmări propria fericire (idealul Revoluției Americane)
Urmărirea și realizarea intereselor	De cele mai multe ori prin intermediul organizațiilor cetățenești sau profesionale (sindicate, asociații profesionale, acțiuni cetățenești)	Predominant ca indivizi prin intermediul mecanismului pieței
Relațiile de muncă	Corporatism	Inexistența unei cooperări instituționale
Piața muncii	Puternic și drastic reglementată	Laxă, cu un grad ridicat de flexibilitate
Relația piață-stat	Complementară	Antagonistă
Importanța statului bunăstării	Foarte ridicată, determinantă în relația cu cetățenii	Foarte scăzută, statul nu promovează politici specifice
Orientarea către profit	Tradițională, fundamentată pe caracteristicile economiei reale	Economie reală și financiară
Sistemul educațional	Nivelurile primare și secundare gestionate de statul bunăstării	În general privat, orientat către profit
Importanța sectorului financiar	Tradițional scăzută	Foarte ridicată, economie puternic financiarizată
Cultura economiei	O combinație funcțională între capitalismul real și statul bunăstării	O combinație între capitalismul real și cel financiar, un mixt de cultură între antreprenoriatul de tip Silicon Valley și cultura Wall Street
Dezvoltarea pe termen lung	Cetățenii sunt încorporați și închișați în sisteme sociale, de tipul, comunități, grupuri de interese,	Concurența este principala formă de interacțiune socială. Mentalitate de aventurieri, rezistență scăzută la incertitudine

Sursa: adaptare proprie a autorului pe baza: Schulmeister, S.(2006), The principles of the European Social Model and the practice of the economic policy in the EU, p.32-33, în Varvaroussis P.(ed)(2006.), Europe in the Globalized Economy, Papazisis Publishers, Athens disponibil la: http://stephan.schulmeister.wifo.ac.at/fileadmin/homepage_schulmeister/files/Europe_in_globalized_eco.pdf

După cum se poate remarca din Tabelul 2.1, modelul economic și social european este mult mai conectat la realitățile sociale, valorificând experiențele și influențele istorice europene, având o puternică componentă socială, realizând mai degrabă o combinație funcțională între capitalismul real și statul bunăstării, urmărind realizarea bunăstării cetățenilor săi față de componenta randamentală, axată pe concurența ridicată și primatul pieței, cum este în cazul modelului american. În **figura 2.1** sunt prezentate caracteristicile modelului economic și social european.

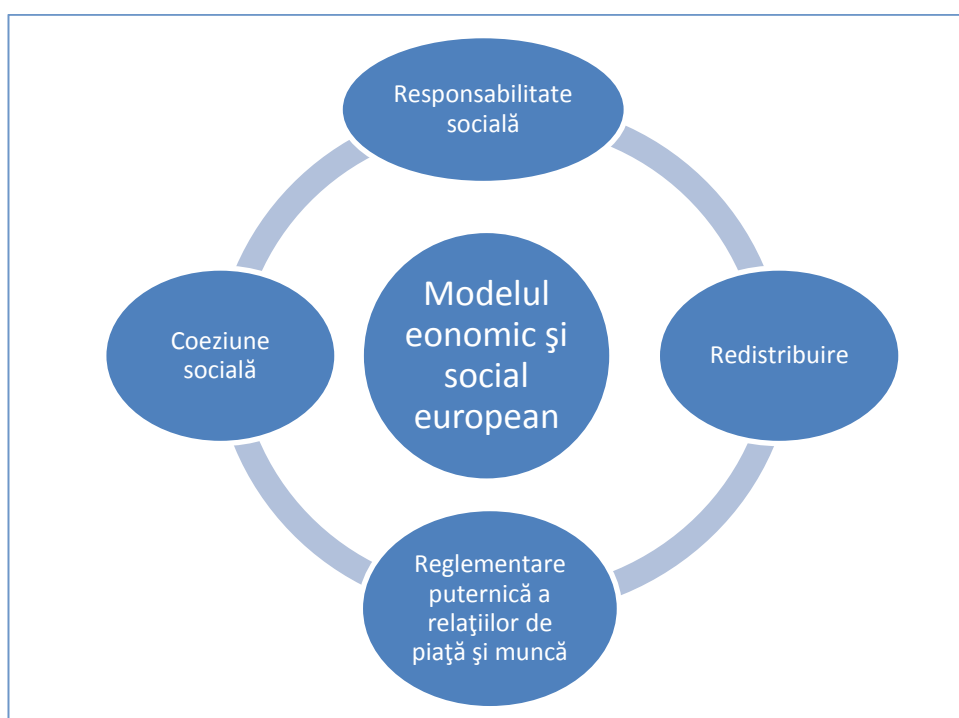


Figura 2.1: Caracteristicile modelului economic și social european

Sursa: construcție proprie a autorului

Caracteristicile prezentate în **figura 2.1** evidențiază faptul că modelul economic și social european este mult mai mult decât un model cu o amplă încărcătură socială, după cum este privit și analizat de cele mai multe ori în studiile de specialitate. Influența modelului economic și social european se extinde în mod determinant asupra modului de producție, a nivelului de productivitate și al politicii de ocupare a forței de muncă și din această perspectivă, asupra tuturor obiectivelor de politică economică, determinând implicit gradul de competitivitate al economiei europene.

Într-o perspectivă, extinsă modelul economic și social european cuprinde nu numai aspectele referitoare la dimensiunea economică și de politică socială ce caracterizează spațiul comunitar, ci cuprinde de asemenea, ansamblul relațiilor sociale, a instituțiilor culturale, modul de viață și de petrecere a timpului liber precum și sistemul de inovare. În acest sens, pluralitatea

de abordări existentă extinde și mai mult aria de acțiune a modelului economic și social european, îmbogățindu-l cu noi caracteristici.

În realizarea analizei modelului economic și social european, din perspectiva influențelor modelelor culturale asupra structurilor de producție, am avut în vedere atât evoluția unor indicatori ce reflectă nivelul de performanță economică și socială, dar mai ales am încercat analiza transformărilor, mediului de afaceri,

Din această perspectivă, în tabelul 2.2, s-a realizat o selecție atât a modelelor economice deja consacrate cât și a unor state reprezentative, această selecție fundamentându-se pe principiul că exemplul și comparația pot oferi prin ele însele unele soluții pentru reducerea acestor decalaje și realizarea convergenței cu spațiul european. S-au avut astfel în vedere unsprezece state dispuse pe cinci modele economice funcționale, respectiv, modelul scandinav, anglo-saxon, continental, mediteraneean și sud-est european. Romania a fost inclusă în modelul sud-est european, deși în cazul acesteia se constată și puternice influențe latine.

Tabelul 2.2: Caracteristicile modelelor economice și culturale

Modelul economic și cultural	Stat	Caracteristici
Modelul Scandinav	Finlanda Suedia	– Economii mici de tip deschis; – State de tip egalitarian; – Nivele relativ ridicate ale veniturilor; – Stâns integrate în mecanismul economiei de tip liberal; – Un înalt nivel de redistribuire a veniturilor; – Sistem educațional puternic subvenționat de către stat ; – Un nivel ridicat de securitate și protecție socială;
Modelul Anglo-Saxon		
	Marea Britanie Irlanda	- Fundamentată pe ideile lui Adam Smith în gestionarea pieței și a economiei; - Existența unei economii de piață foarte competitive ; - Intervenție guvernamentală limitată în economie;
Modelul continental corporatist		
	Franța Germania	- Intervenției pregnantă a statului în economie prin intermediul politicilor publice; - Existența unei dimensiuni importante a proprietății publice ; - Individul se află în centrul preocupărilor statale; - Sunt economii cu un puternic accent social;
Modelul Mediteranean		
	Italia Spania	- Existența unui nivel ridicat al politicilor de protecție socială ; - Nivel redus de asistență socială este centrată pe alocarea pensiilor ;
Modelul sud-est european		
	Bulgaria	- nivele moderate de creștere economică; - țări care au încheiat recent procesul de tranziție la economia de piață; - economii fragile și încă foarte sensibile la schimbare;
	România	
	Ungaria	

Sursă: autorul pe baza studiului literaturii de specialitate

Având în vedere **tabelul 2.2** se poate remarca că modelul scandinav este poate cel mai cuprinzător, având un grad ridicat de universalitate și incluziune socială, punând accentul pe realizarea unei redistribuiri echitabile a veniturilor în cadrul economiei. Realizarea acestor obiective este susținută printr-o politică economică durabilă și aplicarea unei fiscalități progresive. De asemenea, este promovat dialogul social și parteneriatul mediu privat – guvern.

Modelul scandinav este caracterizat prin promovarea unor politici active de ocupare a forței de muncă și rate ridicate ale ocupării, sindicatele fiind implicate în gestionarea sistemului de asigurări sociale de șomaj și promovarea politicilor de calificare și recalificare a forței de muncă, totodată beneficiile sunt alocate în funcție de persoană, ceea ce înseamnă că dependența acestuia de piața muncii și de rezultatele muncii sale este redusă.

Se constată astfel o complementaritate între mecanismul economiei de piață și exigențele impuse de standardele înalte de competitivitate și instituțiile sociale non-piață. După cum remarcă Barth și alți., (2015) consolidarea aspectelor egalitariste ale modelului scandinav rezultă din interacțiunea dintre politica de coordonare a salariilor, investițiile și cheltuielile sociale, care nu își pot atinge obiectivele doar prin promovarea unui simplu stat al bunăstării.

Modelul anglo-saxon este cel mai liberal model economic dintre toate cele avute în vedere, fundamentându-se pe principiile neoliberalismului economic acesta promovează libera inițiativă și investițiile private mai accentuat decât în celelalte modele, încurajând coproducția de bunuri și servicii în detrimentul intervenției publice. Este un model puternic concurențial, în care individul și grija sa pentru bunăstare ocupă un loc central. Relațiile de muncă sunt descentralizate și au un grad redus de reglementare, negocierile privind condițiile de angajare și nivelul salariului realizându-se la nivel de firmă.

Politica socială este orientată îndeosebi către grupurile defavorizate, cu niveluri reduse de venituri și expuse excluziunii sociale. După cum se apreciază și în literatura de specialitate (Esping-Andersen, 2002), modelul anglo-saxon este unul puternic randamental, cu nivele ridicate de performanță economică, în care intervenția guvernamentală este minimală și care, de obicei, se realizează punctual pentru corijarea de ultimă instanță a unor disfuncționalități sistemice.

Modelul continental corporatist este cel mai apropiat model de cel scandinav, cu care împarte câteva din trăsăturile sale fundamentale. Astfel, ocuparea forței de muncă constituie fundamentul transferurilor sociale susținute pe bază contributivă, atât de către angajați, cât și angajatorii. Deși prin intermediul politicii fiscale se realizează o bună parte din redistribuirea veniturilor realizate, politica socială este finanțată și prin alocări și transferuri bugetare. Totodată, partenerii sociali sunt activ și egal implicați în gestionarea relațiilor industriale și de muncă, iar politica salarială și dialogul social sunt strict reglementate de către stat și sunt parte componentă a sistemului corporatist.

Caracteristica generală a modelului continental corporatist, după cum este evidențiată și de (Bourgeois și Lasserre, 2010), o constituie faptul că angajatul și angajatorul formează o comunitate care deschide dreptul la o redistribuire a averii, pornind de la premisa că fără capital nu există muncă, și implicit responsabilitatea antreprenorului în succesul afacerii, iar fără muncă nu există capital, ceea ce incumbă răspunderea angajatului. Așadar, în cazul modelului continental corporatist, progresul social este strâns conexat la intervenția publică, iar atât angajații cât și mediul de afaceri și companiile sunt egal responsabile în procesul de redistribuire a plusvalorii generate în procesul de producție în companie.

Dezvoltarea unor sectoare economice generatoare de valoare adăugată ridicată, specializarea industrială, politica salarială moderată, alături de promovarea unei forțe de muncă înalt calificate, a managementului performant și a diviziunii și specializării accentul a forței de muncă constituie principalii factori în succesul modelului continental corporatist

Modelul mediteranean s-a fost dezvoltat pe existența unor pronunțate relații paternaliste în cadrul societății, unde familia încă deține un rol majoritar în fundamentarea relațiilor sociale. Deși în cadrul acestui model economic se înregistrează cel mai scăzut nivel al transferurilor sociale, acesta este contrabalansat de rolul familiei și al comunității în asigurarea unui oarecare grad de confort și protecție socială.

Se constată un nivel pronunțat al inegalității de gen și al politicii de redistribuire a veniturilor, iar spre deosebire de celălalt model se remarcă rate reduse de ocupare a forței de muncă, în special în rândul tinerilor și al femeilor. Coordonatele de politică salarială și de ocupare a forței de muncă sunt stabilite mai degrabă prin negocieri directe între angajatori și angajați decât prin promovarea dialogului într-un cadru de negocieri reglementat.

Modelul sud-est european este rezultatul amplului proces de trecere și implementare a exigențelor economiei de piață funcționale și competitive de către statele foste comuniste din Sud-Estul Europei, de după anul 1989.

Evoluția acestor state nu poate fi comparată cu a niciunuia din modelele economice existente, ci dimpotrivă, după cum afirmă și Kovacheva, (2008), este acceptat faptul că modelul sud-est european nu reprezintă un nou model social comun. Mai mult, traiectoria urmată de economia acestor state este una destul de sinuoasă, cu ample perioade de recesiune și crize sociale.

Modelul sud-est european poate fi apreciat ca un mix de elemente și trăsături, care reunește atât elemente specifice economiilor capitaliste, cu economii de piață, tradiționale, funcționale și înalt grad de competitivitate, cu caracteristici și tradiții naționale, care, după cum evidențiază Deacon, (2002) au urmat logica de dezvoltare post-comunistă spre un conservatorism care încearcă promovarea unei politici corporatiste a bunăstării.

Într-o accepțiune extinsă, se poate afirma că modelul sud-est european este o reflexie a experiențelor postcomuniste a statelor din sud-estul Europei, care în încercarea de a reforma propriile societăți și de a implementa politici privind dezvoltarea economică au conturat abordări proprii privind sistemul economic și metoda de a realiza reformele instituționale, în vederea transformării economiilor naționale în sisteme competitive, conforme cu exigențele economiei de piață funcționale și înalt competitive.

În acest context, dacă pornim de la premisa exprimată anterior că modelul economic și social european este practic un sumum al trasăturilor modelelor analizate mai sus, elementele definitorii pot fi sintetizate, după cum urmează în **figura 2.2**.

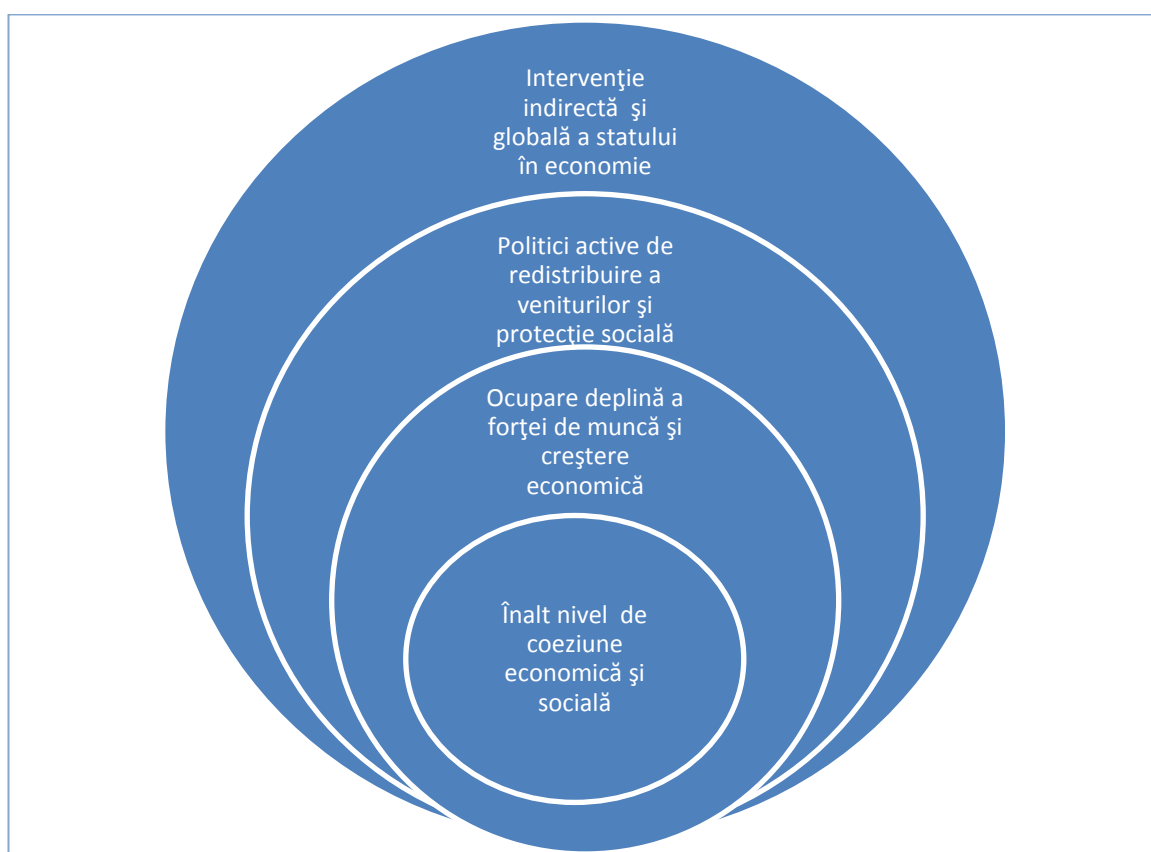


Figura 2.2: Abordare integrată a caracteristicilor modelului economic și social european
Sursa: concepție proprie a autorului

Din această abordare, evoluția statelor europene trebuie înțeleasă dintr-o perspectivă mult mai largă, și anume cea a îmbinării armonioase, mergând până la contopirea exigențelor economice în scopul asigurării unor niveluri de trai superioare pentru populație, impuse sistemelor proprii de guvernare, predeterminate de realitățile istorice. Influențele modelelor politice și de guvernare se regăsesc ca marcă proprie pentru toate statele ce compun și se încadrează modele economice respective.

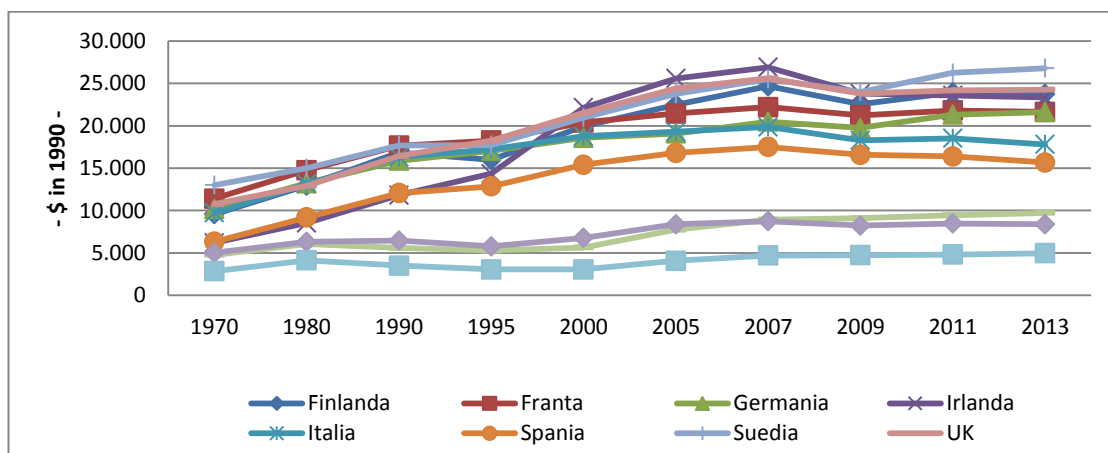
2.2. Dimensiunea economică și socială din perspectiva modelului economic și social european

Spațiului economic și social european a suferit numeroase transformări, care și-au pus amprenta asupra evoluției paradigmei economice și sociale europene. Prin numeroasele etape de extindere a UE, modelul european s-a diversificat prin adăugarea de noi caracteristici și dimensiuni, prin includerea unor state cu economii și caracteristici culturale diverse, care au trebuit să se adapteze la exigențele impuse de construcția europeană.

Eficiența modelului economic și social rezultă din diversitatea și complementaritatea economiilor care îl compun, acesta nefiind o rezultată sintetică, un simplu cumul al caracteristicilor unor economii naționale ci, dobândește prin însușăși funcționalitatea sa o semnificație particulară. Unele fenomene precum globalizarea și regionalizarea accentuează și mai mult presiunea socială, asupra modelului european care trebuie să realizeze atât obiectivele și standardele de competitivitate economică, cât și justiție socială. Din această perspectivă, adevărata provocare pe care modelul economic și social trebuie să o depășescă este realizarea unui echilibru, funcțional și de durată, între exigențele de competitivitate impuse în funcționarea piețelor, asigurarea creșterii economice și a gradului de ocupare a forței de muncă și dimensiunea socială.

Înțelegerea dimensiunii și a efectelor multiple determinate de evoluția modelului economic și social european asupra modelării spațiului comunitar nu se poate realiza decât din perspectiva analizei principalilor indicatori macroeconomici.

Din perspectiva evoluției PIB/capita se poate constata că în majoritatea statelor analizate, în perioada 1970-2013, s-au înregistrat creșteri semnificative ale acestui indicator. În **graficul 2.1** este prezentată evoluția PIB per capita în cazul statelor considerate în analiză, pentru perioada 1970-2013, exprimat în USD, prețuri constante 1990.

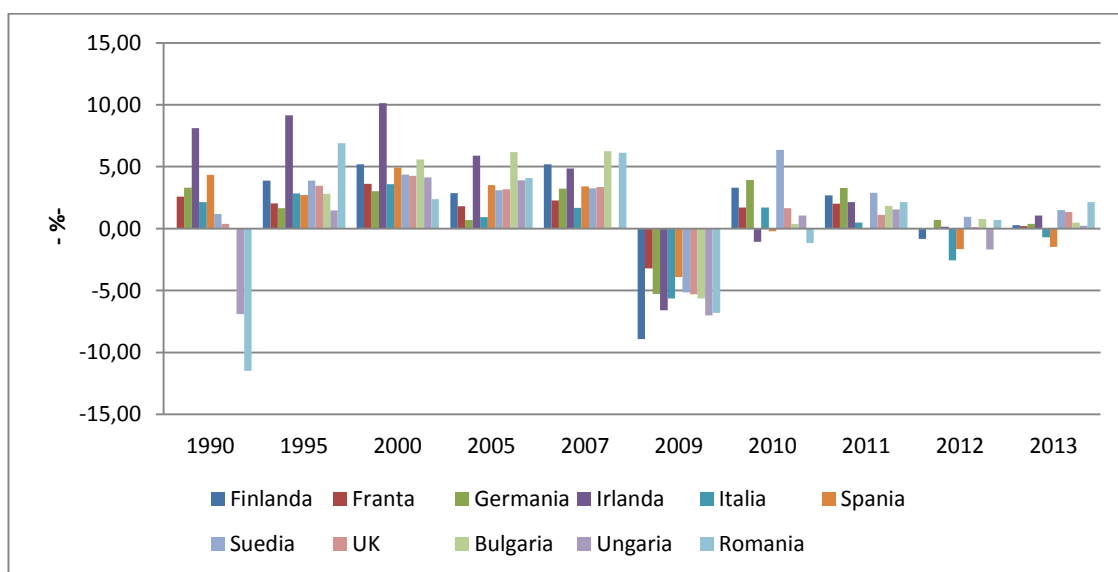


Graficul 2.1. Evoluția PIB per capita în cazul unor state membre UE, 1970-2013

Sursa: autorul pe baza The Conference Board Total Economy Database™, January 2014, <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>

Din datele prezentate în graficul 2.1 se poate remarca faptul că evoluția PIB per capita este una destul de solidă de-a lungul întregului interval de timp analizat. Cele mai ridicate niveluri ale PIB per capita înregistrându-se în state precum: Irlanda, Spania și Finlanda. Astfel, dacă în anul 1970, Irlanda înregistra un PIB per capita de 6199\$, Spania de 6319\$, iar Finlanda de 9577\$, în anul 2013, nivelul PIB per capita a crescut de 2,76 ori în cazul Irlandei (23336\$), de 1,48 ori în cazul Spaniei (15677\$) și al Finlandei(23755\$).

Evoluții subunitare ale indicatorului PIB per capita se înregistrează în cazul unor state precum: Franței (89,62%), Italiei (83,08%), României (74,22%) și Ungariei (66,89%). Corelativ, în **graficul 2.2** este prezentată evoluția ratei de creștere a PIB, în cazul acestor state, pentru perioada 1990-2013.



Graficul 2.2. Evoluția ratei de creștere a PIB, în cazul unor state europene, 1990-2013

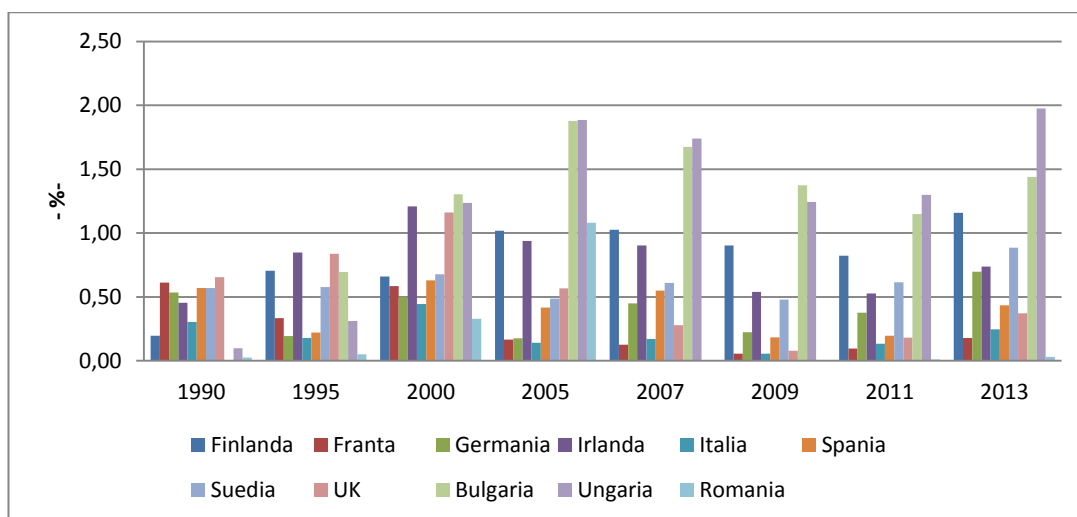
Sursa: autorul pe baza The Conference Board Total Economy Database™, January 2014, <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>

Distribuția neuniformă a creșterii PIB per capita evidențiază existența unor particularități, inclusiv la nivelul unor state care teoretic pot fi încadrate în același model economic. Astfel creșterea PIB per capita și evoluția ratei de creștere a PIB, în cazul acestor state, în perioada 1990-2013 sunt în mare parte efectul direct al politicilor economice naționale, care, deși au urmat o tendință de conformare la exigențele modelului european și-au păstrat un oarecare grad de autonomie.

Totodată, unele politici europene, precum cea monetară și adoptarea monedei euro, sau criza din anul 2008 au influențat divergent evoluția acestor indicatori. Dacă în anul 2009, sub impactul crizei, toate statele analizate înregistrau rate negative ale creșterii PIB-ului, la nivelul anului 2013, doar state precum Italia(-0,70%) și Spania (-1,49%) mai înregistrau rate negative, în timp ce nivelurile cele mai ridicate ale ratei de creștere a PIB se înregistrau în România (2,15%), Suedia (1,50%), Marea Britanie (1,34%) și Irlanda (1,06%).

Din perspectiva componentelor care au contribuit la realizarea ratei de creștere a PIB, se poate face distincție, între componenta modernă a creșterii, respectiv a contribuției sectorului economiei informaționale sau bazate pe cunoaștere la realizarea PIB (**graficul 2.3**) și a capitalului economic tradițional (**graficul 2.4**).

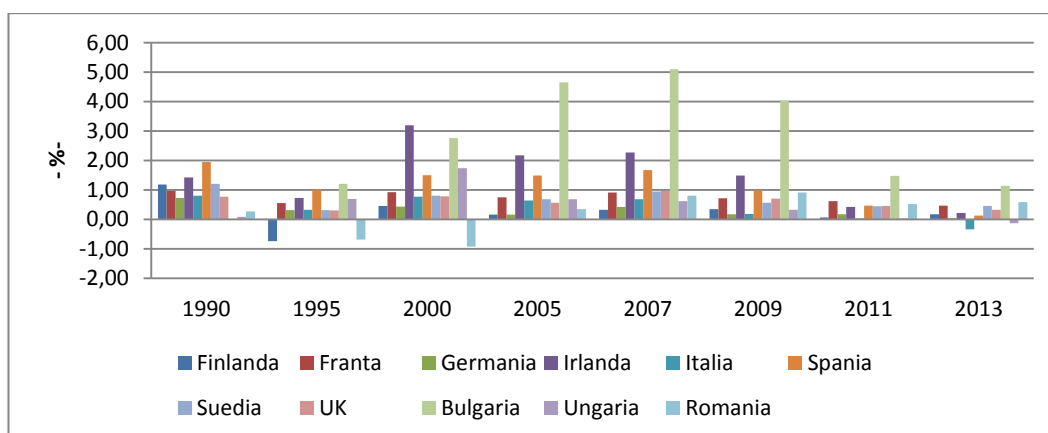
După cum se poate remarca din datele prezentate în graficul de mai jos, contribuția sectorului economiei informaționale sau bazate pe cunoaștere la realizarea PIB este semnificativă în cazul statelor dezvoltate precum: Finlanda, Germania, Irlanda și Suedia, dar și în cazul unor state care au aderat recent la spațiul european cum este cazul Bugariei și al Ungariei.



Graficul 2.3. Contribuția sectorului economiei informaționale la realizarea PIB, 1990-2013

Sursa: autorul pe baza The Conference Board Total Economy Database™, January 2014, <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>

Deși se remarcă o accentuare a componentei economiei bazată pe cunoaștere la creșterea economică la nivel european, contribuția capitalului economic tradițional la formarea PIB, deține încă o pondere semnificativă. Din datele prezentate în graficul de mai jos se poate constata că doar în cazul a patru state: Finlanda (-0,74% în 1995), România (în anii 1995-0,68%, și respectiv -0,92% în 2000), în anul 2013 în cazul Italiei (-0,34%) și al Ungariei (-0,13%) contribuția capitalului clasic a fost negativă.



Graf. 2.4. Contribuția capitalului economic tradițional la realizarea PIB, 1990-2013

Sursa: autorul pe baza The Conference Board Total Economy Database™, January 2014, <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>

Având în vedere cele două dimensiuni amintite anterior, se poate afirma ca la nivelul UE-28 se definesc și identifică două tendințe complementare de evoluție. Un grup de state dezvoltate ale căror modele economice promovează producția de bunuri de capital intangibile și îndeosebi, fundamentează o economie bazată pe cunoaștere, puternic randamentală și grupul statelor cu economii de piață clasice, în care realizarea creșterii economice se fundamentează pe funcționalitatea paradigmei economice tradiționale.

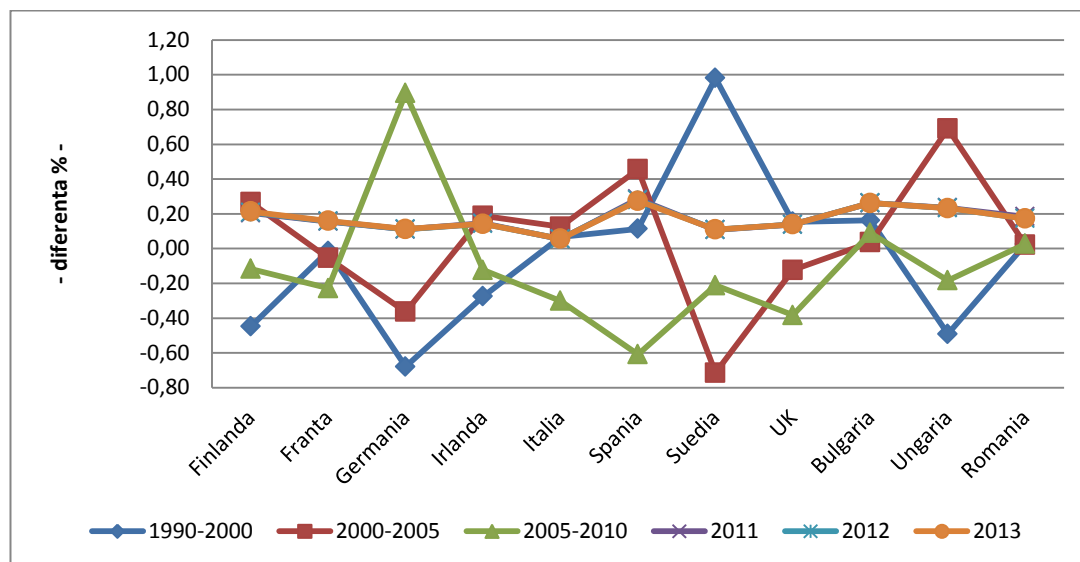
În **tabelul 2.1** și în **graficul 2.5** este prezentată contribuția forței de muncă la formarea PIB în cazul statelor analizate anterior.

Tabelul 2.1. Contribuția forței de muncă la formarea PIB, în unele state europene, 1990-2013

	-Creștere % față de anul precedent-											
	1990	1995	2000	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Finlanda	0.50	0.47	0.05	0.32	0.17	0.17	0.18	0.19	0.20	0.20	0.21	0.21
Franța	0.45	0.38	0.44	0.38	0.17	0.16	0.16	0.16	0.15	0.16	0.16	0.16
Germania	0.26	-0.12	-0.42	-0.78	0.07	0.07	0.07	0.08	0.11	0.11	0.11	0.11
Irlanda	0.36	0.70	0.09	0.28	0.16	0.17	0.17	0.18	0.15	0.15	0.14	0.14
Italia	0.16	0.20	0.23	0.36	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06
Spania	0.33	0.41	0.44	0.90	0.31	0.31	0.32	0.32	0.29	0.29	0.28	0.27
Suedia	0.06	0.18	1.04	0.32	0.08	0.08	0.08	0.08	0.11	0.11	0.11	0.11
UK	0.49	0.78	0.65	0.52	0.13	0.13	0.13	0.13	0.14	0.14	0.14	0.14
Bulgaria	0.16	0.27	0.32	0.36	0.36	0.37	0.39	0.41	0.45	0.26	0.26	0.26
Ungaria	0.23	0.15	-0.26	0.43	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24	0.23	0.23
România	0.20	0.18	0.22	0.24	0.27	0.27	0.27	0.28	0.27	0.18	0.17	0.17

Sursa: autorul pe baza The Conference Board Total Economy Database™, January 2014, <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>

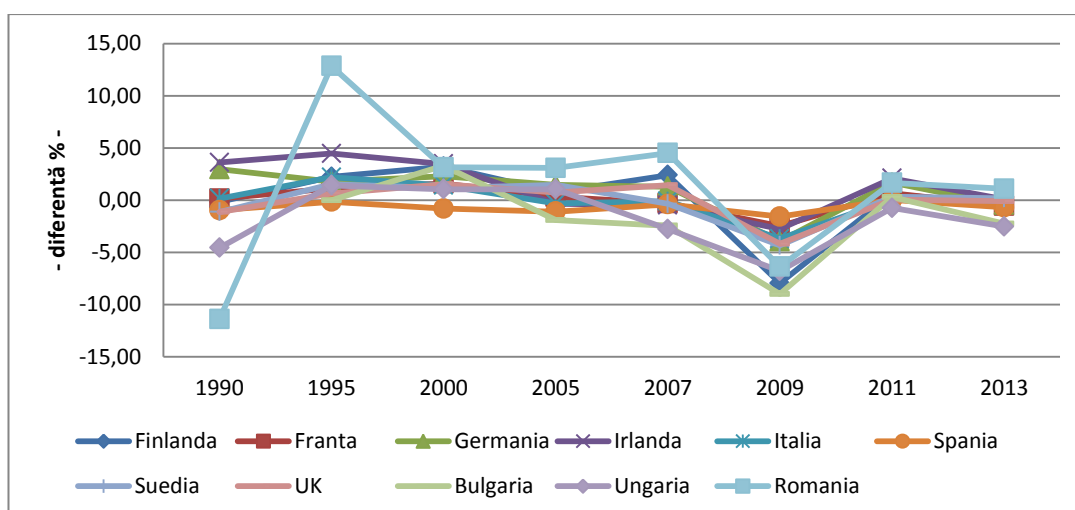
Din **tabelul 2.1** se poate constata că forța de muncă deține o pondere semnificativă la formarea PIB în majoritatea statelor supuse analizei, deși de-a lungul perioadei se constată o reducere importantă a contribuției acestui factor la formarea PIB. Grupând astfel, datele din tabelul de mai sus pe intervale de evoluție se poate observa că în anumite perioade contribuția acestui factor de producție a fost negativă.



Graficul 2.5. Contribuția forței de muncă la formarea PIB, 1990-2013

Sursa: autorul pe baza The Conference Board Total Economy Database™, January 2014, <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>

Din evoluțiile prezentate în graficul 2.5 se poate remarca că în perioada 1990-2000 doar în cazul a două state, respectiv Germania (-0,68%) și Irlanda (-0,14%) se constată o evoluție negativă a acestui indicator. În intervalul 2000-2005 se remarcă o evoluție negativă a productivității totale a factorilor de producție în cazul tuturor statelor supuse analizei. Însă, în intervalul 2005-2010 se remarcă o evoluție pozitivă a acestui indicator, excepție făcând Ungaria (-1,51%) și România (-4,65%). În anul 2013, productivitatea totală a factorilor de producție înregistrează valori negative în cazul majorității statelor analizate, excepție făcând: Irlanda (0,08%), Suedia (0,19%) și România (1,09%). Sinoptic în **graficul 2.6** este prezentată evoluția productivității totale a factorilor de producție la nivelul statelor analizate.



Graficul 2.6. Evoluția productivității totale a factorilor de producție, 1990-2013

Sursa: autorul pe baza The Conference Board Total Economy Database™, January 2014, <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>

Evoluția productivității totale a factorilor de producție poate explica într-o măsură adecvată nivelul de performanță al economiilor din perspectiva grupării pe modele economice,

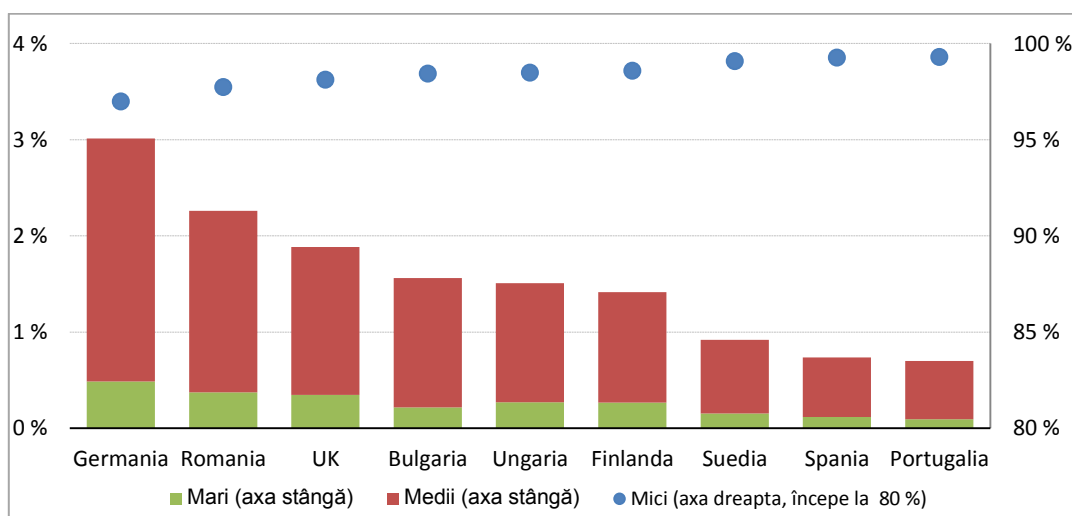
având în vedere că acest indicator este folosit des în studiile de specialitate atunci când se dorește măsurarea pe termen lung a schimbărilor induse de factorii de inovare tehnică și tehnologică.

Productivitatea totală a factorilor de producție a avut în majoritatea statelor europene o contribuție negativă în perioada 2000-2005 și 2012-2013, în schimb a fost pozitivă în intervalul 2005-2010 și în anul 2011. Astfel, după cum se remarcă și într-un studiu OECD, în unele state, productivitatea totală a factorilor de producție este prociclică mai mult decât în altele, poate deoarece reflectă viteza de ajutare a inputurilor de capital și muncă ca răspuns al reducerii ritmului creșterii economice.(OECD, 2012).

Se remarcă diferențe semnificative în evoluția nivelului productivității totale a factorilor de producție inclusiv la nivelul unor state care fac parte din același model cultural. De exemplu, în cazul Irlandei și al Marii Britanii, state care fac parte din modelul anglo-saxon, influența productivității totale a factorilor de producție este foarte diferită. Dacă în cazul Irlandei productivitatea totală a factorilor de producție în intervalul 1990 -2000 a fost negativă (-0,14%), în cazul Marii Britanii aceasta a fost una pozitivă (+2,66%).

Evoluția productivității totale a factorilor de producție din perspectiva modelor economice și culturale confirmă, în ciuda unor ușoare inadvertențe, oarecare tendință de clusterizare a statelor în funcție de caracteristicile acestor modele. Modelul anglo-saxon, confirmă nivelul ridicat al performanței economice; în timp ce în cazul modelului continental se remarcă valori apropiate de cele ale modelului anglo-saxon.

O dimensiune importantă este influența caracteristicilor modelului economic și cultural asupra evoluției mediului de afaceri. Companiile constituie factorii motori ai dezvoltării și progresului economic la nivelul UE-28, iar evoluția acestora se constituie într-un indicator relevant în aprecierea funcționalității. În **graficul 2.7** este prezentată distribuția numărului de companii în funcție de mărime în unele state membre ale UE-28, în anul 2012.



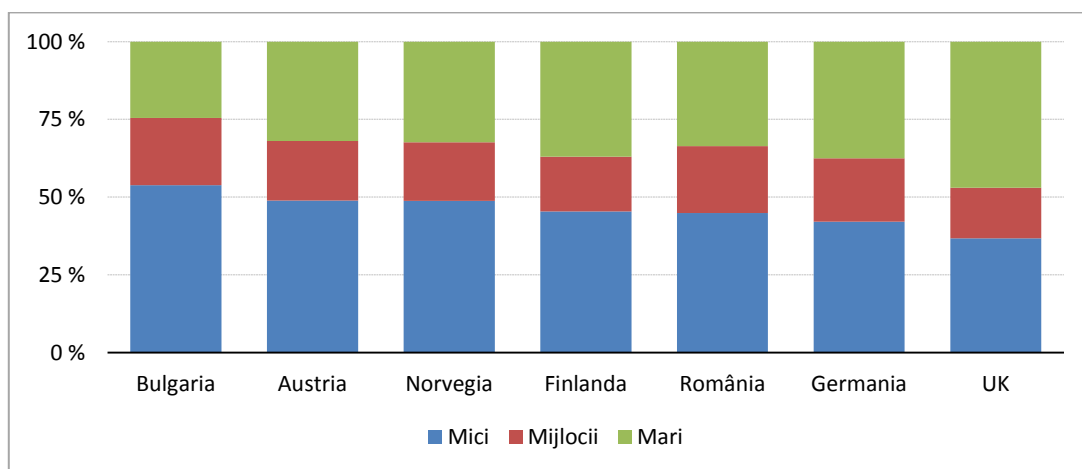
Graf. 2.7. Distribuția numărului de companii în funcție de mărime în unele state membre ale UE-28, în anul 2012
Sursa: autorul pe baza: (EUROSTAT, 2015a)

Din punct de vedere al numărului, companiile mici dețin o pondere semnificativă la nivelul spațiului economic european, indiferent de statul sau modelul economic și cultural la care ne raportăm. Astfel acestea dețin ponderi de 97% în Germania, 97,7% în România și de peste 99% în state precum: Suedia (99,1%), Spania (99,3%) și Portugalia (99,3%).

Companiile de talie medie dețin ponderea cea mai ridicată în Germania (2,5%), în timp ce la nivelul celorlalte state ponderea variază de la 1,9% în cazul României, 1,5% (Marea Britanie), 1,1% (Finlanda) și subunitară în cazul Suediei(0,8%), Spaniei(0,6%) și Portugaliei (0,6%).

Ca număr, companiile mari dețin ponderi subunitare la nivelul spațiului economic comunitar. Cea mai ridicată pondere este de 0,5% în Germania, urmată de România (0,4%), Marea Britanie (0,3%) și Ungaria (0,3%), Bulgaria (0,2%) și Suedia (0,2%). Dacă modelul american se bazează pe existența companiilor mari și a corporațiilor multinaționale, modelul economic și social european se bazează pe existența companiilor de talie mică, uneori afaceri de familie, suple și foarte adaptative care valorifică oportunitățile de piață și se adaptează ușor la modificările de paradigmă ale spațiului economic și social european.

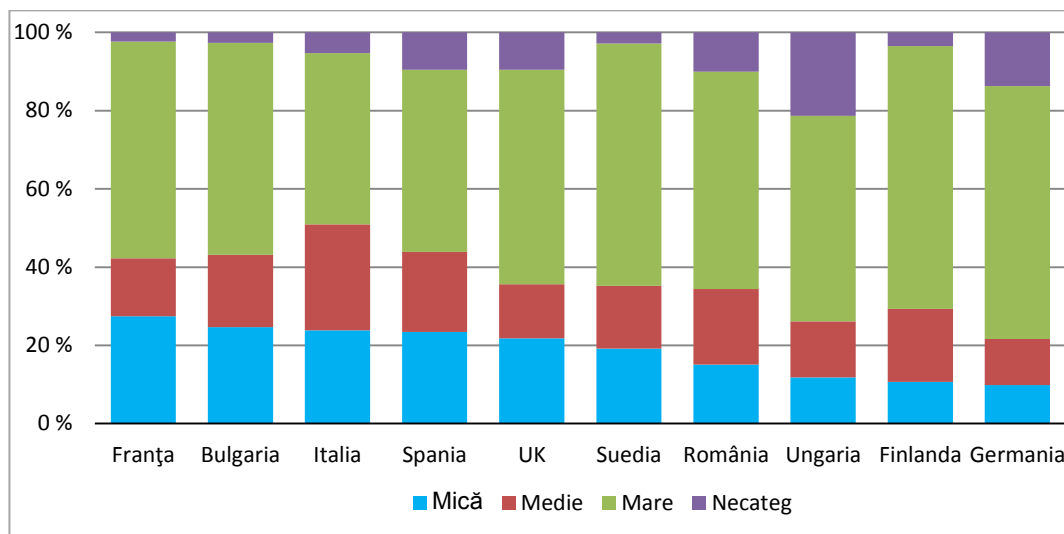
Companiile mici constituie totodată și cei mai mari angajatori din spațiul comunitar. La nivelul acestora este angajată cea mai importantă parte a forței de muncă europene. În figura de mai jos este prezentat nivelul de ocupare a forței de muncă în funcție de talia companiei, la nivelul unor state membre UE-28, pentru anul 2012.



Graficul 2.8. Nivelul de ocupare a forței de muncă în funcție de talia companiei, în unele state membre ale UE-28, 2012
Sursa: autorul pe baza: (EUROSTAT, 2015a)

Ponderea deținută de acestea în ocuparea forței de muncă este însă mult inferioară ponderii în numărul global de companii. După cum se poate remarca din datele prezentate în **graficul 2.8** la nivelul companiilor mici este mobilizată între 37% (Marea Britanie) și 54% (Bulgaria) din forța de muncă ocupată. În timp ce companiile de talie medie mobilizează între 24% (Bulgaria) și 47% (Marea Britanie) iar cele de talie mijlocie între 16% (Marea Britanie) și 22% (Bulgaria). Se poate constata astfel că în cazul modelului continental (Germania, Austria) distribuția ocupării forței de muncă este bipolar departajată între companiile mici și cele foarte mari, în timp

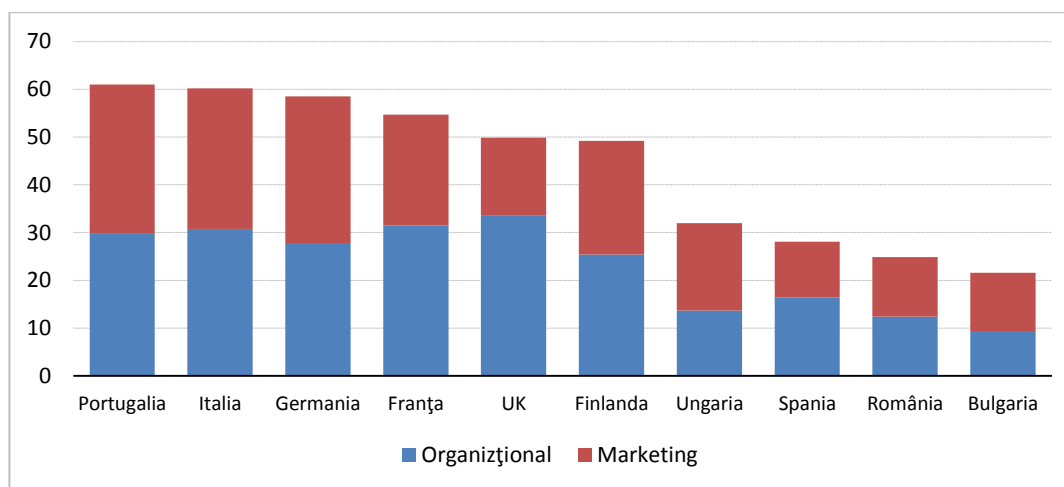
ce în cazul modelului anglo-saxon (Marea Britanie) companiile mari dețin cea mai ridicată pondere în ocuparea forței de muncă. Totodată, această situație nu se menține și în cazul exportului. **În graficul 2.9** este prezentată distribuția exporturilor în funcție de talia companiei, în anul 2012.



Graficul 2.9. Distribuția exporturilor în funcție de talia companiei, în unele state membre ale UE-28, 2012
Sursa: autorul pe baza: (EUROSTAT, 2015a)

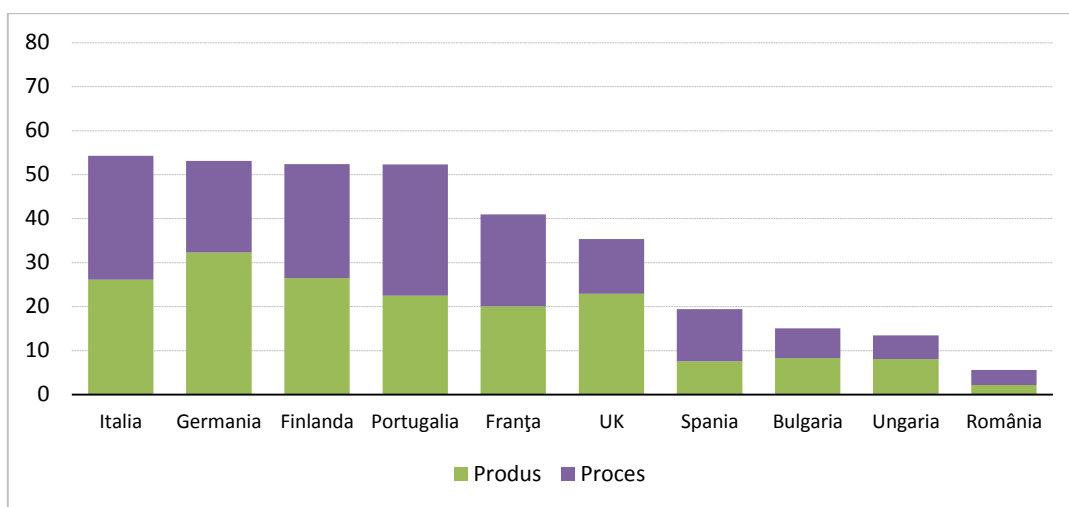
Din **graficul 2.9** se poate constata că distribuția exporturilor în funcție de talia companiei este în favoarea companiilor mari, care realizează peste 50% din valoarea acestora, cu excepția Italiei (44%) și Spaniei (47%). Companiile mici, deși dețin ponderi semnificative în economia europeană sunt axate îndeosebi pe realizarea unei producții destinate pieței interne și mai puțin exportului. Această situație poate fi explicată și din perspectiva promovării inovației la nivelul companiilor, dar și a puterii de pătrundere a companiilor de dimensiune mare.

Analizate prin prisma celor patru dimensiuni fundamentale, organizațională și marketing, proces și producție, din datele prezentate în **graficele 2.10 și 2.11** se poate remarca o distribuție neuniformă. Astfel, cele mai ridicate niveluri ale inovației se înregistrează de companiile din Germania și Italia, în timp ce Bulgaria și România înregistrează cele mai reduse niveluri.



Graficul 2.10. Dimensiunea organizațională și de marketing a companiilor mici, în unele state UE-28, 2012
Sursa: autorul pe baza: (EUROSTAT, 2015a)

Din perspectiva dimensiunilor organizațională și de marketing se constată niveluri ridicate în cazul companiilor din statele grupate în modelul scandinav (Italia), urmate de modelul continental (Germania și Franța), în timp ce cele mai reduse niveluri se întâlnesc în cazul statelor din modelul sud-est european (România și Bulgaria).



Graficul 2.11. Dimensiunea produs și proces a companiilor mici, în unele state UE-28, 2012
Sursa: autorul pe baza: (EUROSTAT, 2015a)

În cazul dimensiunilor produs și proces se poate remarca o grupare aproape identică a statelor celor mai dezvoltate, indiferent de modelul economic și social din care face parte, excepție făcând Franța, în timp ce statele aparținând modelului sud-est european ocupă ultimele poziții la categoria inovare de produs și proces. Astfel, după cum constată Alajääskö și Roodhuijzen, (2015), două dintre primele cinci țări inovatoare din punct de vedere al componentelor organizare și de marketing apar în primele patru țări inovatoare la categoria produse și procese, respectiv, Italia și Germania. În timp ce în partea inferioară a clasamentului ultimelor patru state se identifică state, precum Bulgaria și România.

Promovarea inovației, în special de către segmentul companiilor mici, care dețin ponderea cea mai importantă la nivelul modelului economic și social european, indiferent de modelul cultural sau economic promovat la nivelul fiecărui stat în parte, reliefează tendința de adaptarea acestora la exigențele tot mai ridicate ale pieței și de accentuare a competiției din piața internă comunitară.

Gradul de competitivitate modest al modelului economic și social european față de modelul american, poate fi explicat și prin prisma nivelului de inovație promovat la nivelul companiilor. Companiile mici, care alcătuiesc modelul economic european nu dispun de resursele necesare promovării produselor și tehnicilor inovative, ceea ce reduce semnificativ gradul de competitivitate al produselor față de cele aparținând modelului american bazat pe companii multinaționale, accentuând astfel și mai mult decalajele de competitivitate dintre cele două modele.

2.3. Intervenția statală și dimensiunea socială a modelului european

Modelul european prezintă o componentă socială puternică, mult accentuată față de celelalte modele economice, aceasta fiind prin sine definit ca un model social. Fundamentat pe caracteristicile statului bunăstării, modelul economic și social european, promovează politici active de protecție și incluziune socială, iar statul intervine indirect și global în economie. Intervenția indirectă și globală a statului corectează dezechilibrele economice și sociale, promovând redistribuirea veniturilor și inclusiv a puterii de cumpărare între diversele categorii sociale.

Deși gradul de intervenție este diferit și se manifestă în funcție de obiectivele de politică internă ale fiecărui stat, cheltuielile sociale dețin ponderi semnificative și mereu în creștere. Se evidențiază astfel nivele diferite de intervenție, inclusiv la nivelul unor state ce fac parte din același cluster cultural.

Astfel O'Donoghue, (2009) remarcă faptul că, în timp ce conceptul de stat social își are originile în politica lui Bismarck și a evoluat după cel de al doilea război mondial în Europa, cel puțin din punct de vedere teoretic, evoluția statului bunăstării la nivelul spațiului comunitar nu este similară, deși prezintă un substrat comun. (O'Donoghue, 2009).

În acest sens, pentru a evidenția gradul de intervenție a statului în economie, la nivelul economiilor ce compun modelele economice considerate în analiză, pornind de la premisa că principala modalitate de intervenție o reprezintă cheltuielile publice, în **tabelul 2.2** este prezentată evoluția cheltuielilor pentru servicii publice generale, în funcție de modelele, în perioada 2004-2013.

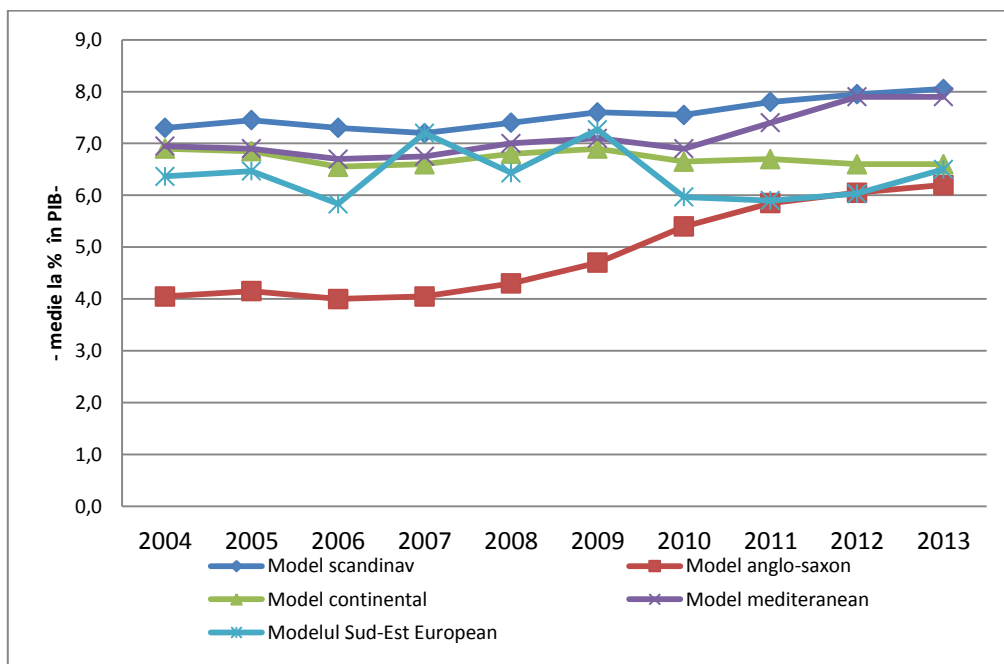
Tabelul 2.2 *Evoluția cheltuielilor pentru servicii publice generale, (% în PIB), 2004-2013*

Model	Stat	2004	2006	2008	2010	2012	2013	Δ 2004-2013
Model scandinav	Finlanda	7.0	6.9	7.0	7.7	8.2	8.3	1.3
	Suedia	7.6	7.7	7.8	7.4	7.7	7.8	0.2
Model anglo-saxon	Irlanda	3.8	3.4	3.9	5.3	6.7	6.7	2.9
	UK	4.3	4.6	4.7	5.5	5.4	5.7	1.4
Model continental	Germania	6.4	6.2	6.4	6.5	6.4	6.4	0.0
	Franta	7.4	6.9	7.2	6.8	6.8	6.8	-0.6
Model mediteranean	Italia	8.8	8.4	8.9	8.3	9.3	8.9	0.1
	Spania	5.1	5.0	5.1	5.5	6.5	6.9	1.8
Modelul European	Ungaria	9.8	9.5	9.4	9.5	9.6	10.4	0.6
	Romania	3.9	3.4	4.8	4.5	4.9	4.9	1.0
	Bulgaria	5.4	4.6	5.1	3.9	3.6	4.2	-1.2

Sursa: autorul pe baza Eurostat (2015)

Din datele prezentate în **tabelul 2.2** se remarcă faptul că printre statele care alocă ponderi însemnate din PIB cheltuielilor pentru serviciile publice generale sunt țări ce aparțin modelului anglo-saxon, respectiv: Irlanda (+2,9% din PIB) și Marea Britanie (+1,4% din PIB), urmate de Spania (+1,8% din PIB) și Finlanda (+1,3% din PIB).

În **graficul 2.12.** este prezentată evoluția cheltuielilor pentru servicii publice generale, în perioada 2004-2013, în funcție de modelele economice.



Graficul 2.12. Evoluția cheltuielilor pentru servicii publice generale, în perioada 2004-2013, Sursa: calcule proprii ale autorului pe baza (EURSOSTAT, 2015b)

În funcție de alocările medii ale cheltuielilor publice pentru servicii generale, din **graficul 2.12** se poate constata că în țările caracterizate prin modelul scandinav statul se implică semnificativ în angajarea acestor servicii prin prisma caracteristicilor statului bunăstării și a griji pentru cetățean, cu o medie a alocărilor de peste 8% în PIB. Un nivel ridicat al cheltuielilor publice pentru servicii generale se constată și în cazul modelului mediteranean (7,9 % în PIB), în timp ce niveluri reduse se consemnează în cazul modelelor anglo-saxon (cu o medie a alocării în PIB de 6,2%), Sud-Est European (6,5% în PIB) și continental (6,6% în PIB).

O altă dimensiune importantă o constituie alocările financiare pentru educație. În **tabelul 2.3** este prezentată evoluția cheltuielilor pentru educație, în perioada 2004-2013.

Tabelul 3.3 *Evoluția cheltuielilor pentru educație (% în PIB), 2004-2013*

Model	Stat	2004	2006	2008	2010	2012	2013	$\Delta_{2004-2013}$
Model scandinav	Finlanda	6.2	6.0	5.8	6.6	6.4	6.5	0.3
	Suedia	6.7	6.6	6.5	6.5	6.5	6.6	-0.1
Model anglo-saxon	Irlanda	4.4	4.6	5.0	4.9	4.4	4.1	-0.3
	UK	5.7	6.0	6.2	6.6	5.8	5.5	-0.2
Model continental a	Germania	4.1	4.0	3.9	4.4	4.3	4.3	0.2
	Franta	5.5	5.5	5.4	5.6	5.5	5.5	0.0
Model mediteranean	Italia	4.4	4.5	4.4	4.4	4.1	4.1	-0.3
	Spania	4.1	4.0	4.2	4.5	4.1	4.0	-0.1
Modelul Sud-Est European	Ungaria	5.9	6.0	5.3	5.6	4.7	4.7	-1.2
	Romania	3.6	4.1	4.5	3.3	3.0	2.8	-0.8
	Bulgaria	4.0	3.7	4.0	3.7	3.4	3.8	-0.2

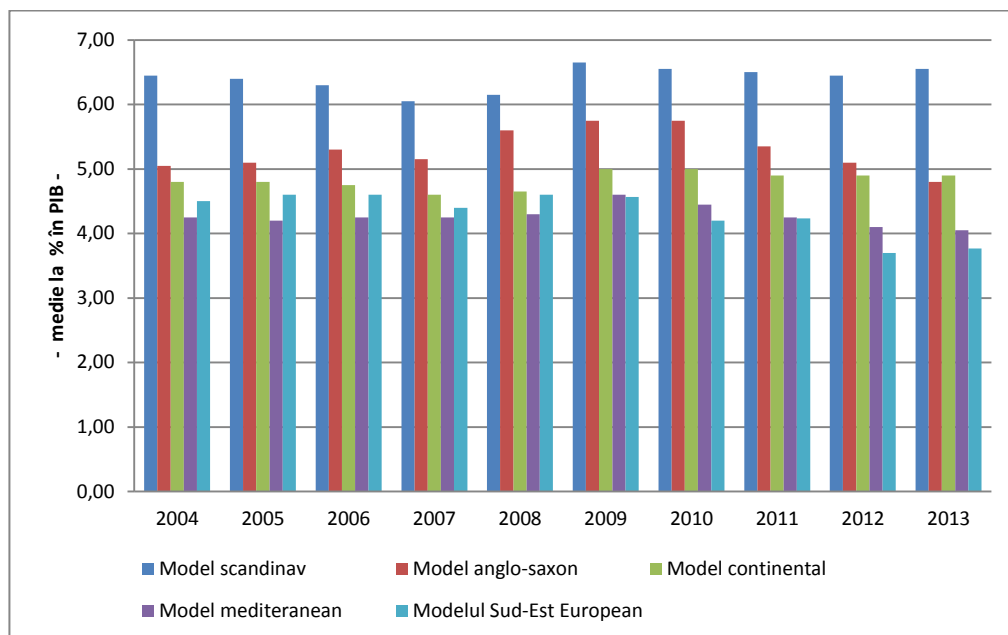
Sursa: autorul pe baza Eurostat (2015b)

Deși educația reprezintă o componentă vitală în asigurarea bunăstării unei societăți, în majoritatea statelor alocările pentru cheltuielile cu educația au scăzut. Cele mai mici niveluri ale cheltuielilor cu educația se remarcă în cazul statelor grupate în modelul modelului sud-est european, excepție făcând Ungaria, în timp ce niveluri ridicate ale alocărilor pentru educație sunt realizate de statele aparținând modelului scandinav.

State precum Franța au menținut constant nivelul cheltuielilor cu educația, alocând în medie anual, 5,5 % din PIB. În schimb majoritatea statelor au diminuat alocările pentru educație. Aceste diminuări au variat de la -1,2% în cazul Ungariei, la -0,8% în cazul României sau -0,3% în cazul Irlandei și al Italiei.

Din datele prezentate în tabelul 2.3 se poate constata că în cazul educației, majoritatea statelor realizează alocări, la un nivel de peste 4% din PIB, conștientizând rolul determinant pe care educația îl deține în progresul societății și bunăstarea indivizilor.

În **graficul 2.13** este prezentată evoluția cheltuielilor cu educația în funcție de modelele culturale, în perioada 2004-2013.



Graficul 2.13. Evoluția cheltuielilor cu educația, în perioada 2004-2013, funcție de modelele economice
Sursa: calcule proprii ale autorului pe baza (EURSOSTAT, 2015b)

Sănătatea este un alt domeniu în care statul bunăstării acționează și se manifestă cu precădere. Cheltuielile publice pentru sănătate dețin ponderi semnificative, cu alocări de peste 5% din PIB în majoritate statelor europene, cu excepția României. Ponderea cheltuielilor pentru sănătate în PIB, în perioada 2004-2013, în cazul statelor supuse analizei este prezentată în tabelul 2.4.

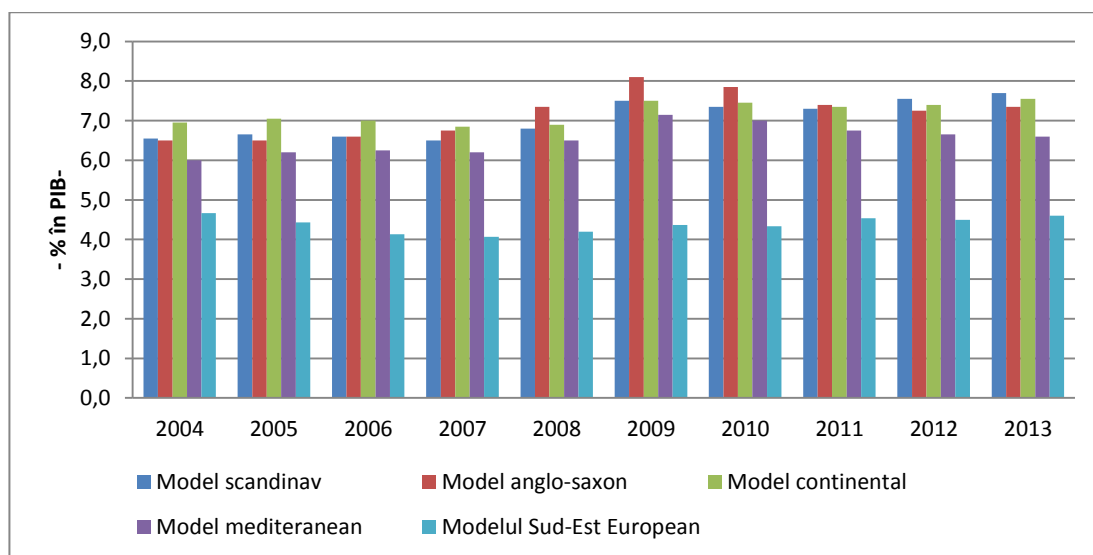
Tabelul 2.4 Evoluția cheltuielilor pentru sănătate, pe tipuri de modele, 2004-2013
-% în PIB-

Model	Stat	2004	2006	2008	2010	2012	2013	Δ2004-13	Δ2004-13 (%)
Model scandinav	Finlanda	6.6	6.8	7.0	7.9	8.2	8.4	1.8	27.3%
	Suedia	6.5	6.4	6.6	6.8	6.9	7.0	0.5	7.7%
Model anglo-saxon	Irlanda	6.5	6.4	7.5	7.9	7.0	7.1	0.6	9.2%
	UK	6.5	6.8	7.2	7.8	7.5	7.6	1.1	16.9%
Model continental	Germania	6.4	6.4	6.4	7.0	6.8	7.0	0.6	9.4%
	Franta	7.5	7.6	7.4	7.9	8.0	8.1	0.6	8.0%
Model mediteranean	Italia	6.6	6.9	7.0	7.4	7.2	7.2	0.6	9.1%
	Spania	5.4	5.6	6.0	6.6	6.1	6.0	0.6	11.1%
Modelul Sud-Est European	Ungaria	5.6	5.7	4.9	5.1	5.2	5.2	-0.4	-7.1%
	Romania	2.5	2.7	3.2	3.3	3.8	4.0	1.5	60.0%
	Bulgaria	5.9	4.0	4.5	4.6	4.5	4.6	-1.3	-22.0%

Sursa: autorul pe baza Eurostat (2015b),

De-a lungul perioadei 2004-2014 se remarcă o creștere a ponderii cheltuielilor publice cu sănătatea în majoritatea statelor europene, indiferent de modelul economic și cultural. Astfel cea mai mare creștere se înregistrează în Finlanda (+1,8%), România (+1,5%) și Marea Britanie (+1,1%) , în timp ce majoritatea statelor înregistrează creșteri ale alocărilor în intervalul 0,5%-

0,6%. Cea mai însemnată reducere a alocărilor pentru cheltuielile cu sănătatea se înregistrează în Bulgaria 1,3 puncte procentuale, de la o pondere de 5,9% în PIB în anul 2004 la doar 4,6% în PIB în anul 2013. Creșterea cheltuielilor pentru sănătate este efectul direct al fenomenului de creștere a ratei de îmbătrânire a populației în cazul majorității statelor membre UE-28. În acest caz, intervenția statală în susținerea finanțării politicii publice privind sănătatea se constituie într-una din pârgurile clasice, specifice statului bunăstării și este instrument caracteristic modelului economic și social european. În **graficul 2.14** este prezentată evoluția cheltuielilor cu sănătate, în perioada 2004-2013, în funcție de modelul cultural.



Graficul 2.14. Evoluția cheltuielilor cu sănătatea, în perioada 2004-2013, funcție de modelele economice
Sursa: calcule proprii ale autorului pe baza: (EURSOSTAT, 2015b)

Din perspectiva distribuției în funcție de modelul cultural, în cazul cheltuielilor cu sănătatea nu se poate identifica o grupare specifică a statelor în funcție de specificul modelului cultural național, ci mai degrabă o tendință generală de creștere a acestor cheltuieli, declanșate de îmbătrânirea populației care necesită un nivel ridicat de îngrijire și asistență medicală. Intervenția statului în susținerea finanțării politicilor de sănătate se fundamentează pe filosofia generală a statului bunăstării, în care nivelul de protecție socială generală, inclusiv cel al asigurărilor sociale și de sănătate se constituie în priorități statale.

În ciuda alocării importante de resurse financiare destinate finanțării politicii de sănătate la nivelul UE-28 se mențin inegalități între statele membre, după cum se constată și în CESE, (2010) au la bază existența inegalităților sociale legate fie de condițiile de trai, de modelele comportamentale, de nivelul de educație, de ocuparea forței de muncă și venituri, de serviciile de asistență medicală, dar și de politicile publice care influențează cantitatea, calitatea și distribuția acestor factori.(CESE,2010)

Cheltuielile sociale se constituie cel mai adesea în elementul de identificare pentru specificul manifestării statului bunăstării. Realizarea obiectivelor de protecție socială necesită

resurse financiare importante pe care statele moderne trebuie să le aloce în vederea realizării păcii sociale.

Globalizarea și integrarea piețelor, mutațiile tehnice și tehnologice, precum și fenomenul de îmbătănire a populație la care se adugă efectele crizei declanșate în 2008 au provocat transformări importante ale paradigmei economiei europene, afectând inclusiv sistemele de protecție socială și de substituție a veniturilor. În **tabelul 2.5** este prezentată evoluția ponderii cheltuielilor pentru protecție socială în PIB pe categorii de modele cultural-economice, în perioada 2004-2013.

Tabelul 2.5 *Evoluția cheltuielilor pentru protecție socială, pe tipuri de modele, 2004-2013*
-% în PIB-

Model	Stat	2004	2006	2008	2010	2012	2013	Δ2004-13	Δ2004-13 (%)
Model scandinav	Finlanda	20.3	19.7	19.4	22.8	23.8	24.9	4.6	22.66%
	Suedia	22.8	21.6	20.4	21.9	22.1	22.6	-0.2	-0.88%
Model anglo-saxon	Irlanda	10.2	10.9	13.8	16.9	16.3	15.7	5.5	53.92%
	UK	15.4	14.9	15.5	17.3	17.4	16.9	1.5	9.74%
Model continental	Germania	20.7	19.8	18.7	19.9	18.8	18.9	-1.8	-8.70%
	Franța	21.2	21.5	21.8	23.6	24.1	24.5	3.3	15.57%
Model mediteranean	Italia	17.3	17.4	18.1	19.8	20.5	21.0	3.7	21.39%
	Spania	12.8	12.7	13.8	16.6	17.3	17.6	4.8	37.50%
Modelul Sud-Est European	Ungaria	15.9	17.4	17.5	17.5	16.8	16.6	0.7	4.40%
	Romania	10.4	10.4	11.9	14.6	12.3	11.5	1.1	10.58%
	Bulgaria	10.9	10.8	10.7	13.2	12.5	13.7	2.8	25.69%

Sursa: autorul pe baza Eurostat (2015b)

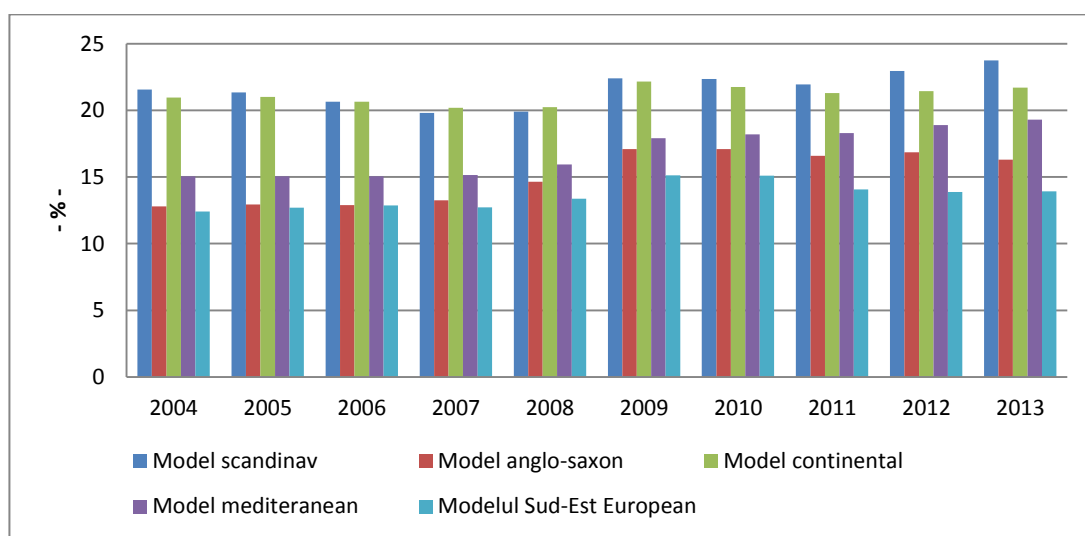
Realizarea obiectivelor de protecție socială la nivel european impune alocări semnificativ, și în creștere de resurse financiare publice. De-a lungul perioadei analizate se remarcă o creștere a ponderii resurselor alocate finanțării politicilor de protecție socială în PIB la nivelul tuturor statelor analizate, cu excepția Germaniei.

Cele mai ridicate cheltuieli publice privind politica socială se înregistrează la nivelul statelor din modelul scandinav, care promovează și un nivel crescut al intervenției statului în domeniul protecției sociale. Alocările privind protecția socială variază între 11,5% pondere în PIB în România și 24, 9% în Finlanda. În condițiile în care alocările financiare au crescut, sistemul european de protecție socială se confruntă încă cu patru provocări majore (CESE,2010):

- provocările crizei economice are a accentuat creșterea cheltuielilor pentru șomaj și al alocărilor financiare suport destinate modernizării sistemului european de protecție socială în vederea promovării unui cadru sustenabil privind ocuparea forței de muncă și crearea de locuri de muncă durabile;

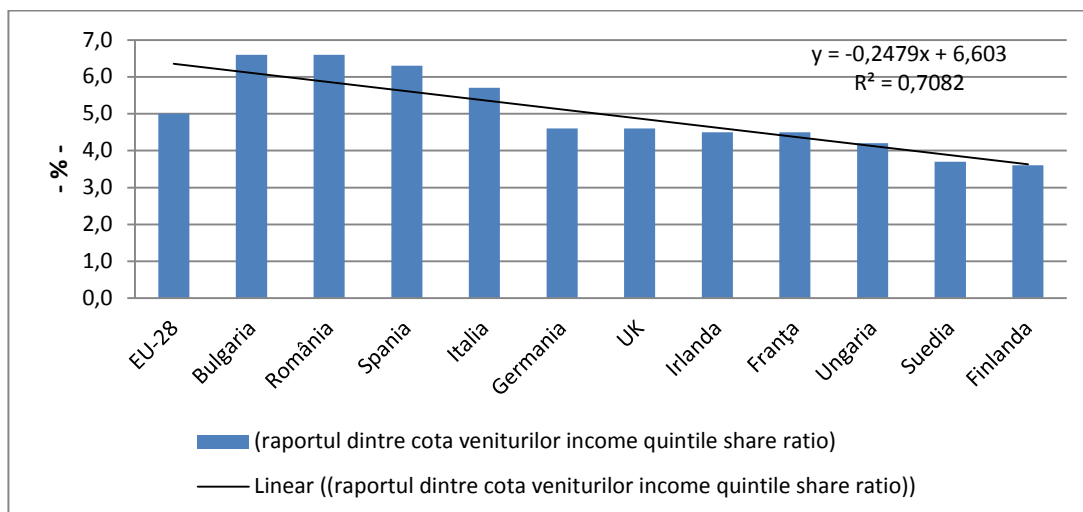
- îmbătrânirea populației care impune presiuni asupra sistemului de pensii și asistență medicală, accentuând necesitatea solidarității între generații;
- creșterea și accentuarea gradului de sărăcie și a inegalităților între cetățenii europeni
- necesitatea creșterii bunăstării și a coeziunii sociale prin pomovarea unor politici sociale progresive și durabile economic. (CESE,2011)

În studiile de specialitate (Busch, 2010) se atrage atenția că în absența unor politici ambițioase de convergență, sistemele de protecție socială ar putea fi periclitate în special de către practicile concurențiale elaborate de anumite state membre, pentru care reducerea cheltuielilor sociale constituie un mijloc de atragere a investițiilor străine de capital. (Busch, 2010). În **graficul 2.15** este prezentată evoluția ponderii cheltuielilor cu sănătatea, în PIB, în perioada 2004-2013, funcție de modelele economice.



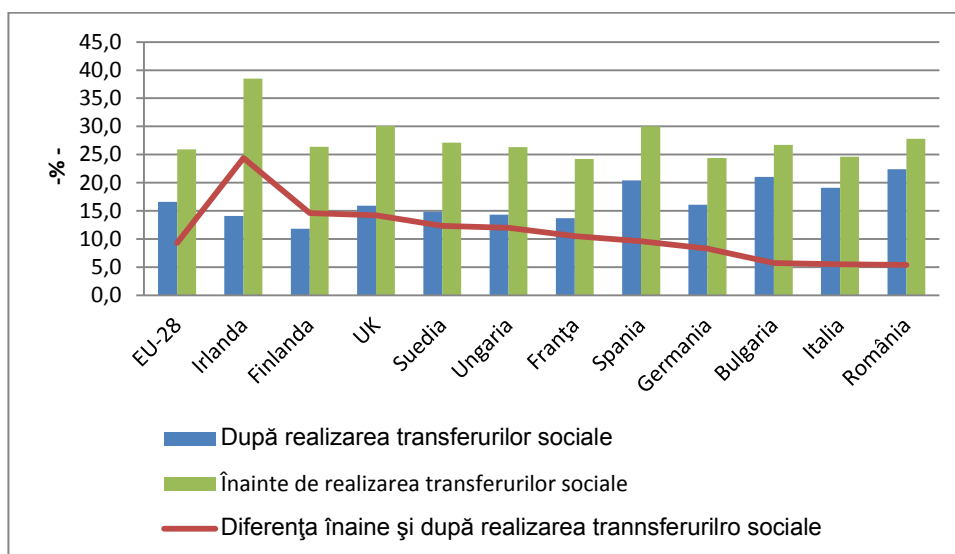
Graficul 2.15. Evoluția cheltuielilor cu protecția socială, în perioada 2004-2013, funcție de modelele economice
Sursa: calcule proprii ale autorului pe baza (EURSOSTAT 2015b)

Din evoluția datelor prezentate în **graficul 2.15** se poate remarca faptul că realizarea protecție sociale la nivelul spațiului comunitar, este distribuită relativ neuniform între state, deși alocările financiare dețin ponderi semnificative în PIB, remarcându-se o oarecare detașare a statelor grupate în modelul scandinav, tradițional recunoscut pentru componenta sa socială pregnantă și statele modelului sud-est european, care, confruntate cu dezechilibre structurale majore ale economiilor, impuse de restructurarea sistemului socialist au fost nevoite să aloce suport financiar politicilor sociale pentru corectarea și amortizarea unor efecte negative precum șomajul, dar și a susținerii sistemului integrat de asigurări sociale. Se constată o distribuție inechitabilă a veniturilor. În **graficul 2.16** este prezentată distribuția veniturilor la nivelul statelor analizate pentru anul 2013.



Graf 2.16 Inegalități în distribuția veniturilor în unele state membre UE-28, 2013
Sursa: calcule proprii ale autorului pe baza (EURSOSTAT 2015c)

Din **graficul 2.16** se poate observa că cele mai mari rate de inegalitate în distribuția veniturilor se înregistrează în România (6,6%), Bulgaria (6,6%) și Spania (6,3%), în schimb cel mai redus nivel în Finlanda (3,6%) și Suedia(3,7%). Astfel, în cazul modelului scandinav se confirmă caracterul de stat al bunăstării, în cadrul acestuia reușindu-se cel mai bine să fie menținut un grad redus al inegalității veniturilor. Însă în ceea ce privește rata de risc la sărăcie a populației, situația evidențiată de datele din **graficul 2.17** este una relativ corelată cu nivelul de distribuire a veniturilor.



Graf 2.17 Rata sărăciei în unele state membre UE-28, 2013
Sursa: calcule proprii ale autorului pe baza: (EURSOSTAT, 2015c)

Analizând nivelul ratei sărăciei din perspectiva celor două momente, cel dinainte de realizarea transferurilor sociale și după realizarea transferurilor sociale, se evidențiază niveluri ridicate ale acestui indicator în cazul majorității statelor analizate. Intervenția statului corijează aceste niveluri, reușind să le reducă, înjumătățindu-le. Astfel, după realizarea transferurilor

sociale, cele mai ridicate niveluri ale ratei sărăciei se înregistrează în România (22,4%), Bulgaria (21,0%) și Spania (20,4%).

Wilkinson și Pickett, (2010) susțin faptul că, într-o societate în care inegalitățile materiale sunt relativ mari, se pune la îndoială și calitatea tuturor celorlalte aspecte ale vieții zilnice, care în această situație sunt mai slabe decât într-o societate în care inegalitățile materiale sunt relativ mici. Din aceste considerente oamenii au o sănătate precară, trăiesc mai puțin, societatea se confruntă cu mai multă criminalitate și – ceea ce este problema cea mai gravă - acest tip de societate distruge încrederea oamenilor unii în alții și în societate. (Wilkinson și Pickett, 2010).

O problemă aparține în cadrul modelului economic și social european o reprezintă ocuparea și somajul. Piața forței de muncă comunitară a fost amplu afectată de extinderea șomajului, îndeosebi în rândul populației tinere, ca urmare a efectelor crizei economice în anul 2008 și amplificării fenomenului de migrare a populației și implicit a forței de muncă.

După cum este evidențiat și de către Comisia Europeană European (Commission Directorate-General for Economic and Financial Affairs, (2012), condițiile divergente existente în piața forței de muncă, în special după recesiunea din 2008 nu reflectă numai efectul asimetric al crizei (în special, cu privire la sectorul bancar sau al locuințelor), dar și diferite răspunsuri instituționale și politice, dar și constrângerile de politica fiscală și pentru sectorul financiar. European Commission Directorate-General for Economic and Financial Affairs (2012, p.7). În **tabelul 2.6** este prezentată evoluția ratei de ocupare, în funcție de modele culturale, 2005-2014.

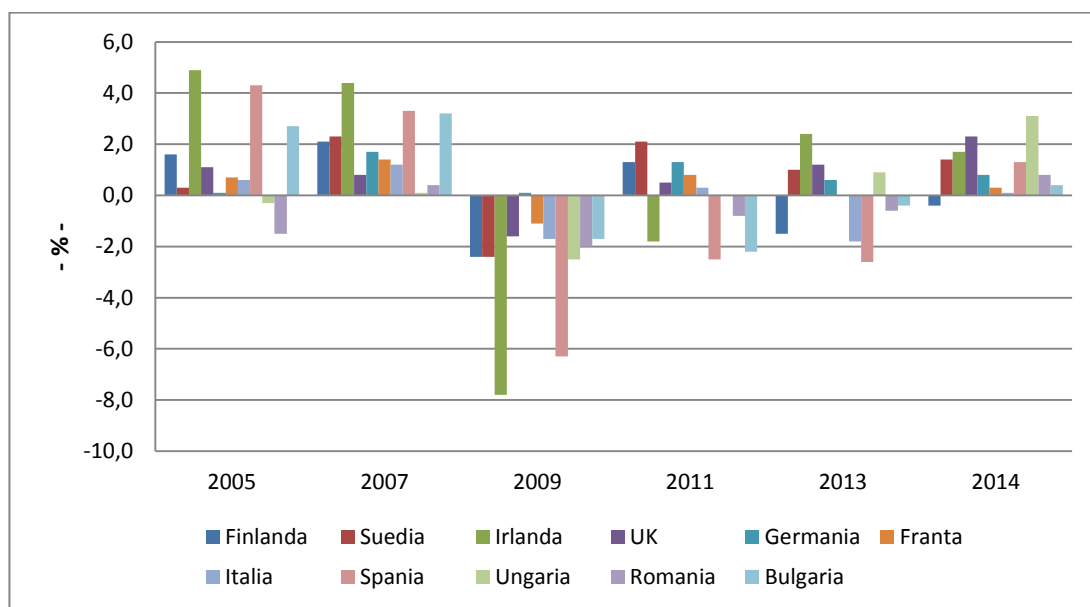
Tabelul 2.6 *Evoluția ratei de ocupare, pe tipuri de modele, 2005-2014 (-%)*

Model	Stat	2005	2007	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Model scandinav	Finlanda	1.6	2.1	-2.4	-0.7	1.3	0.9	-1.5	-0.4
	Suedia	0.3	2.3	-2.4	1.0	2.1	0.7	1.0	1.4
Model anglo-saxon	Irlanda	4.9	4.4	-7.8	-4.1	-1.8	-0.6	2.4	1.7
	UK	1.1	0.8	-1.6	0.2	0.5	1.1	1.2	2.3
Model continental	Germania	0.1	1.7	0.1	0.3	1.3	1.1	0.6	0.8
	Franța	0.7	1.4	-1.1	0.1	0.8	0.3	0.0	0.3
Model mediteranean	Italia	0.6	1.2	-1.7	-0.6	0.3	-0.3	-1.8	0.1
	Spania	4.3	3.3	-6.3	-1.7	-2.5	-3.7	-2.6	1.3
Modelul European	Ungaria	-0.3	0.1	-2.5	-0.3	0.0	0.1	0.9	3.1
	România	-1.5	0.4	-2.0	-0.3	-0.8	-4.8	-0.6	0.8
	Bulgaria	2.7	3.2	-1.7	-3.9	-2.2	-2.5	-0.4	0.4

Sursa: autorul pe baza: (EURSOSTAT, 2015c)

Ocuparea forței de muncă a înregistrat trenduri pozitive în patru din cele unsprezece state analizate. Astfel cea mai mare creștere s-a înregistrat în cazul Ungariei, de la o reducere de -0,3% în anul 2005 la o creștere de 3,1% în anul 2014, al Suediei de la 0,3% în 2005 la 1,4% în 2014, și al Marii Britanii, de la 1,1% în 2004 la 2,3% în 2014. Tendințe exclusiv neagative, cu

excepția anului 2014, s-au înregistrat în cazul unor state aparținând modelului sud-est european, respectiv România de la -1,5% în anul 2004 la -0,6% în anul 2013 și Bulgaria de la -1,7% în anul 2009 la -0,4% în anul 2013. În **graficul 2.17** este prezentată evoluția ratei de ocupare a forței de muncă în unele state membre UE-28 în perioada 2005-2014 (-%).



Graficul 2.18 Distribuția ratei ocupării în unele state membre UE-28, 2005-2014
Sursa: Sursa: calcule proprii ale autorului pe baza: (EURSOSTAT, 2015c)

Din datele prezentate în **graficul 2.18** se poate remarca evoluția negativă a ratei ocupării înregistrată în anul 2009, ca rezultat al manifestării crizei economice care a afectat profund numărului locuri de muncă în spațiul european și menținerea unei tendințe negative în cazul unor state precum: Spania, Italia, Bulgaria și România. Îmbunătățirea condițiilor de pe piața forței de muncă și crearea de locuri de muncă, deși constituie elemente definitorii ale politicilor sectoriale europene, înregistrează niveluri reduse.

Șomajul constituie una dintre problemele majore cu care economia europeană se confruntă în ultimii zece ani. În cazul unor state precum Italia, Spania sau Irlanda, șomajul constituie un fenomen cu implicații sociale, economice și politice vizibile și cu efect de durată asupra societății.

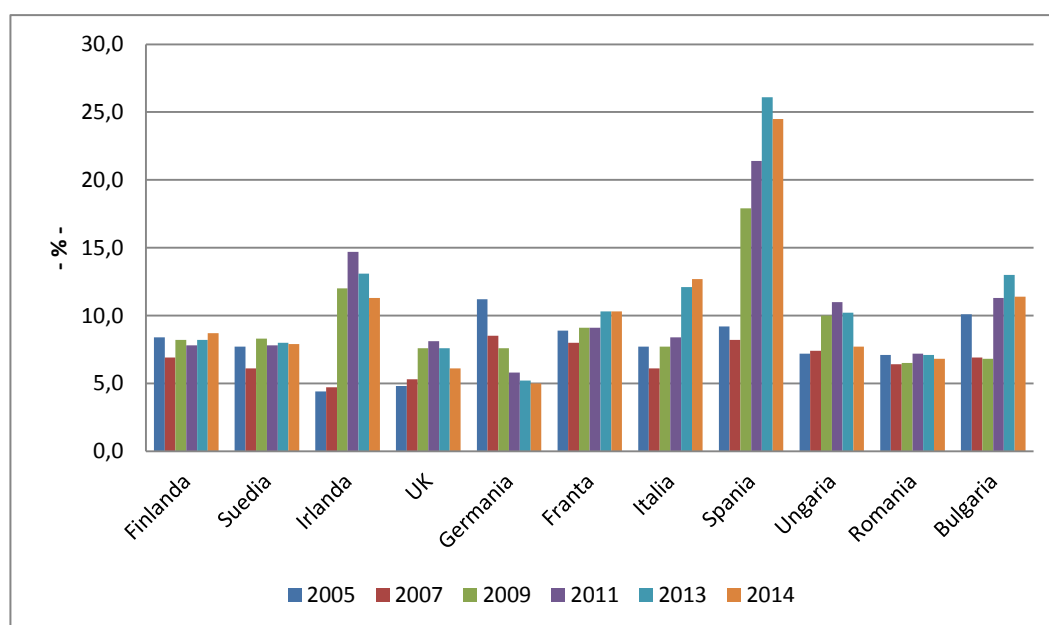
Comparativ, în **tabelul 2.6** și **graficul 2.19**, este prezentată evoluția ratei șomajului, în perioada 2005-2014, în cazul statelor supuse analizei .

Tabelul 2.6 *Evoluția ratei șomajului, pe tipuri de modele, 2005-2014 (-%)*

Model	Stat	2005	2007	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Model scandinav	Finlanda	8.4	6.9	8.2	8.4	7.8	7.7	8.2	8.7
	Suedia	7.7	6.1	8.3	8.6	7.8	8.0	8.0	7.9
Model anglo-saxon	Irlanda	4.4	4.7	12.0	13.9	14.7	14.7	13.1	11.3
	UK	4.8	5.3	7.6	7.8	8.1	7.9	7.6	6.1
Model continental a	Germani	11.2	8.5	7.6	7.0	5.8	5.4	5.2	5.0
	Franța	8.9	8.0	9.1	9.3	9.1	9.8	10.3	10.3
Model mediteranean	Italia	7.7	6.1	7.7	8.4	8.4	10.7	12.1	12.7
	Spania	9.2	8.2	17.9	19.9	21.4	24.8	26.1	24.5
Modelul Sud-Est European	Ungaria	7.2	7.4	10.0	11.2	11.0	11.0	10.2	7.7
	România	7.1	6.4	6.5	7.0	7.2	6.8	7.1	6.8
	Bulgaria	10.1	6.9	6.8	10.3	11.3	12.3	13.0	11.4

Sursa: autorul pe baza: (EURSOSTAT, 2015c)

Din datele prezentate în tabelul de mai sus se poate observa că cele mai mari rate ale șomajului se înregistrează în state precum Spania (24,5%), Italia (12,7%) și Bulgaria (11,4%), niveluri stabile în Franța (10,3%) iar niveluri în scădere în majoritatea statelor analizate. Din perspectiva modelelor economice și culturale se poate afirma că în cazul statelor aparținând modelului scandinav (Finlanda și Suedia), dimensiunea șomajului este una mult diminuată, fiind expresia măsurilor active de intervenție în susținerea politicilor de finanțare a ocupării forței de muncă. Totodată, această intervenție se remarcă și în cazul Germaniei, care începând cu anul 2011 reușește să mențină relativ constant nivelul șomajului, în jurul ratei de 5%. În **graficul 2.18** este prezentată evoluția ratei șomajului în unele state membre UE-28, 2005-2014.

**2.19 Rata șomajului** în unele state membre UE-28, 2005-2014

Sursa: calcule proprii ale autorului pe baza: (EURSOSTAT, 2015c)

Din datele prezentate în graficul de mai sus se evidențiază trendul ascendent al ratei șomajului în cazul tuturor statelor supuse analizei. Această situație este rezultatul evoluției sistemului economic în ansamblul său din perspectiva politicilor de austeritate promovate în interiorul modelului economic și social european și deopotrivă constituie răspunsul diferit la politicile statale specifice promovate pentru reducerea șomajului.

2.4. Abordări econometrice în analiza modelului economic și social european

În acest subcapitolul se prezintă o serie de analize cantitative și calitative privind asemănările și deosebirile dintre modelele de comportament și de evoluție în cazul celor 11 țări avute în vedere în studierea evoluțiilor din punctul de vedere al modelelor economice, respectiv : modelul scandinav (Finlanda și Suedia), modelul anglo-saxon (Irlanda și Marea Britanie), modelul continental (Germania și Franța), modelul mediteranean (Spania și Italia) și modelul sud-est european (Bulgaria, România și Ungaria).

Pentru efectuarea analizelor cantitative și evidențierea aspectelor calitative au fost alese următoare variabile:

- PIB (GDP);
- PIB pe locuitor (GDPH);
- Formarea brută de capital (investițiile) (GF);
- Productivitatea resurselor (RP);
- Productivitatea orară a muncii (WH);
- Exportul de bunuri și servicii (EX) ;
- Importul de bunuri și servicii (IM) ;
- Cheltuielile pentru consumul final al menajelor și al instituțiilor non-profit care servesc menajele (FC) ;
- Remunerația angajaților (CE) ;
- Consumul final de energie (FE).

Determinarea intensității corelațiilor dintre PIB și fiecare din factorii considerați s-a efectuat utilizând coeficientul de corelație liniară unifactorială (Andrei și Bourbonais, 2008; Anghelache et al., 2010):

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n\sigma_x\sigma_y} = \frac{\text{cov}(x; y)}{\sigma_x\sigma_y} = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x\sigma_y}, \quad r \in [-1,1] \quad (2.1)$$

unde $\{x_i\}_{i=1,n}$ și $\{y_i\}_{i=1,n}$ sunt sirurile de date analizate. Testarea semnificației statistice a valorii coeficientului de corelație este efectuată cu testul t (Student), bilateral. Condiția de acceptare a ipotezei nule (valoarea coeficientului de corelație nu diferă semnificativ de zero)

$$\text{este: } -t_{\frac{\alpha}{2}; n-k-1} < t_c < t_{\frac{\alpha}{2}; n-k-1}$$

$$\text{unde statistica testului este } t_c = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \cdot \sqrt{n-k-1}.$$

Ținând seama de obiectivul urmărit, precum și de numărul mic de date ($n=11$) s-au determinat numai coeficienții de corelației liniară simplă și în consecință $k=1$.

Pragul de semnificație ales este $\alpha = 0.05$, ceea ce corespunde unei probabilități de 95% ($p = 0.95$).

Pentru efectuarea comparațiilor între seriile de date ale PIB per locuitor (GDPH) corespunzătoare anumitor grupe (modele culturale) a fost utilizată analiza dispersională unifactorială (ANOVA – Analysis of Variance).

Fie r numărul grupelor corespunzătoare factorului analizat, n_j numărul elementelor din fiecare grupă, $\bar{y}_i, i=1, r$ mediile valorilor din fiecare grupă și $\bar{y}_0$ media generală, aplicarea ANOVA unifactoriale presupune determinarea următoarelor elemente (Zaharia și Gogonea, 2008):

$$\text{- Varianța factorială: } SSF = \sum_{i=1}^r (\bar{y}_i - \bar{y}_0)^2 n_i ; \quad (2.2)$$

$$\text{- Varianța reziduală } SSR = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 ; \quad (2.3)$$

$$\text{- Dispersia corectată factorială } MSF = \frac{SSF}{df_1}, \quad df_1 = r - 1 ; \quad (2.4)$$

$$\text{- Dispersia corectată reziduală } MSR = \frac{SSR}{df_2}, \quad df_2 = n - r ; \quad (2.5)$$

Statistica testului este $F = \frac{MSF}{MSR}$. Regula de decizie pentru testul unilateral dreapta este:

dacă $F < F_{\alpha, r-1, n-r}$ se acceptă ipoteza nulă (între seriile de date nu există deosebiri semnificative).

În caz contrar se respinge ipoteza nulă și se acceptă ipoteza alternativă (între seriile de date există diferențe semnificative).

Pentru testarea dependențelor funcționale dintre PIB și variabilele factoriale a fost utilizat un model liniar de regresie de forma Zaharia și Popescu, (2015), respectiv:

$$y = a_0 + \sum_{j=1}^m a_j \cdot x_j + \varepsilon, = \hat{y} + \varepsilon \quad a_0, \{a_j\}_{j=1,m} \in R. \quad (2.6)$$

Determinarea valorilor parametrilor modelului liniar de regresie a fost efectuată cu metoda celor mai mici pătrate (least square method), iar testarea validității modelului a fost efectuată utilizând ANOVA și testul Fisher pentru raportul a două dispersii (Zaharia și Popescu, 2015):

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim F_{\alpha, k, n-k-1} \quad (2.7)$$

Calitatea modelelor de regresie a fost evaluată prin valorile raportului de corelație (Multiple R) și a coeficientului de determinație (R Square), utilizând Zaharia și Popescu, (2015):

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (2.8)$$

Pentru modelul liniar unifactorial limitele intervalului de încredere pentru parametrii a_0 și a_1 sunt determinați prin aplicarea (Zaharia și Gogonea, 2008):

$$a_1 \pm t_{\frac{\alpha}{2}, n-k-1} \cdot s_{a_1}, \quad \text{unde} \quad s_{b_1} = s_e \cdot \frac{1}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2}}, \quad \text{și} \quad s_e = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-k-1}}$$

$$a_0 \pm t_{\frac{\alpha}{2}, n-k-1} \cdot s_{a_0}, \quad \text{unde} \quad s_{a_0} = s_e \cdot \sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n \sum (x_i - \bar{x})^2}} \quad (2.9)$$

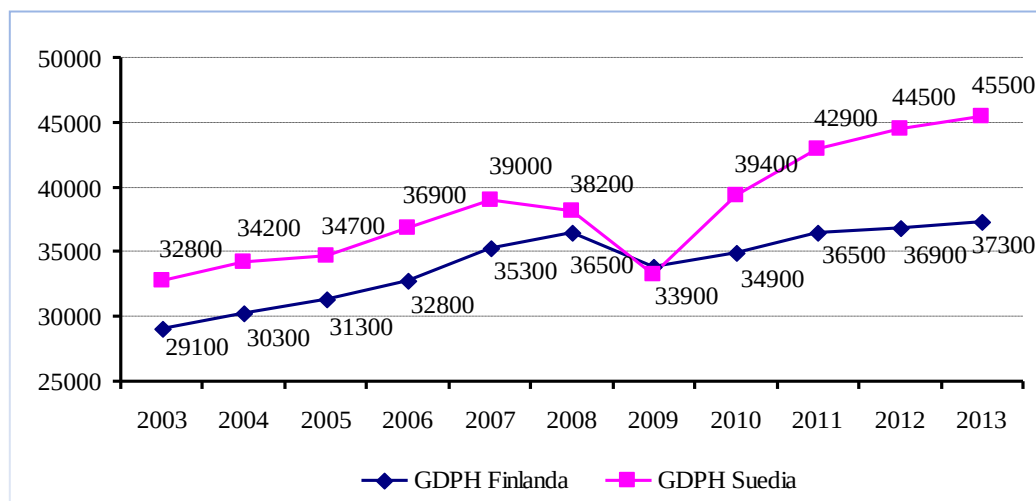
Pentru verificarea normalității legilor de repartiție ale variabilelor analizate s-a utilizat testul JB (Jarque și Bera, 1987), de forma:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right], \text{ unde } S = \frac{\mu_3}{\sigma^3}, \text{ and } K = \frac{\mu_4}{\sigma^4} \quad (2.10)$$

În realizarea analizei econometrice a evoluției modelelor economice și culturale considerate în acest studiu, au fost utilizate seriile de date disponibile pe website-ul EUROSTAT, fiind prelucrate cu ajutorul programului SPSS (Jaba și Grama, 2004) sau după caz folosind aplicația Excel (Oprea and Zaharia, 2011).

2.4.1. Modelul scandinav

Pentru modelul scandinav au fost alese Finlanda și Suedia. Evoluția PIB pe locuitor (GDPH) în cele două țări, în perioada 2003 – 2013 este prezentată în graficul 2.21.



Graficul 2.21: Evoluția PIB per locuitor (GDPH) în Finlanda și Suedia, 2003 – 2013

Sursa: autorul pe baza (Eurostat 2015)

Analiza evoluției în timp a PIB per locuitor în cele două țări scandinave evidențiază tendința generală de creștere a acestuia în ambele țări. Trendul evoluției PIB per locuitor în Suedia, în perioada analizată este dat de modelul:

$$GDPH_S(t) = 31295 + 1169,1 \cdot t \quad R^2 = 0,7512 \quad (2.11)$$

iar în Finlanda de modelul:

$$GDPH_F(t) = 29393 + 780 \cdot t \quad R^2 = 0,8293 \quad (2.12)$$

După cum rezultă din modelele (1) și (2) creșterea PIB per locuitor a fost mai accentuată în cazul Suediei (1169,1 euro anual), decât în Finlanda (780 euro anual). Pe de altă parte în Suedia impactul crizei economice declanșată în 2008 a fost mult mai puternic, în perioada 2008 – 2009, GDP în Suedia scăzând cu 11,25% față de 17,2% în Finlanda.

În cazul modelului scandinav (Tabelul 2.7) se evidențiază corelații deosebit de puternice ($r > 0.9$) în economiile celor două țări, pe de o parte între PIB și GF (formarea brută de capital), respectiv importul de bunuri și servicii (IM), iar pe de altă parte între PIB și cheltuielile pentru consumul final a menajelor și al instituțiilor non-profit care servesc menajele (FC) și remunerația angajaților (CE). De asemenea, există corelații importante între PIB și productivitatea orară a muncii (WH). Există o mică deosebire între cele două țări în privința corelației dintre PIB și exportul de bunuri și servicii care în cazul Suediei este $r = 950$, iar în cazul Finlandei este $r = 846$.

Tabelul 2.7. Valorile coeficienților de corelație dintre PIB și variabilele factoriale în cazul modelului scandinav

		RP	GF	WH	EX	IM	FC	CE	FE
Finlanda	Pearson Correlation	.878	.903	.810	.846	.966	.963	.978	-.362
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.003	.001	.000	.000	.000	.274
Suedia	Pearson Correlation	.466	.969	.893	.950	.959	.992	.991	-.508
	Sig. (2-tailed)	.148	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.110

Sursa: calcule proprii ale autorului

Pe de altă parte este evidențiat faptul că în cazul ambelor țări coeficienții de corelație dintre PIB și FE(consumul final de energie) nu sunt semnificativi statistic ($Sig. > \alpha = 0.05$) și în consecință, conform ipotezei nule, nu diferă semnificativ de zero.

O deosebire fundamentală între cele două țări luate în considerare pentru modelul scandinav este faptul că, în timp ce în Finlanda coeficientul de corelație dintre PIB și RP este 0,878, fiind semnificativ statistic inclusiv pentru $\alpha = 0.01$, în Suedia acesta nu este semnificativ statistic ($Sig. = 0,148 > 0,05$), ceea ce conduce la concluzia că, în această țară RP nu are o influență semnificativă asupra PIB.

Concluzionând, în modelul scandinav se manifestă legături directe foarte puternice între PIB și IM, FC, respectiv CE, precum și legături puternice între PIB și GF, WH, respectiv EX.

Pentru analiza dependenței funcționale dintre PIB și variabilele factoriale PR, GF, WH și EX, au fost testate pentru fiecare țară mai multe modele ținând seama atât de semnificațiile variabilelor factoriale, cât și de valorile coeficienților de corelație liniară simplă dintre aceștia și PIB.

În cazul Finlandei în urma testărilor au fost selectate două modele. Primul model:

$$GDP_{F1} = a_0 + a_1 \cdot RP + a_2 \cdot GF + \varepsilon \quad (2.13)$$

descrie legătura funcțională dintre PIB și variabilele factoriale RP (productivitatea resurselor) și GF(formarea brută de capital), în condițiile în care ceilalți factori rămân aproximativ constanți.

Modelul al doilea:

$$GDP_{F2} = a_0 + a_1 \cdot RP + a_2 \cdot EX + \varepsilon \quad (2.14)$$

descrie legătura funcțională dintre PIB și variabilele factoriale RP și EX. Principalele caracteristici ale acestora sunt prezentate în tabelul 2.8.

Atât pentru modelul GDP_{F1} cât și pentru modelul GDP_{F2} valorile raportului de corelație (R) și ale coeficientului de determinație (R^2) evidențiază buna calitate a ambelor modele. De asemenea, valorile testului Durbin-Watson conduc la acceptarea ipotezei nule privind absența autocorelației valorilor variabilei reziduale.

Tabelul 2.8 Indicatorii calitativi ai modelelor GDP_{F1} și GDP_{F2} .

	R	R ²	R ² ajustat	Eroarea standard de estimare	F	Sig.F
GDPF1	0,967	0,935	0,918	4977,3133	57,0758	0,000
GDPF2	0,992	0,988	0,976	3043,2606	159,3733	0,000

Variabila dependentă: GDP

Sursa: calcule proprii ale autorului

Ținând însă seama de faptul că valorile parametrilor R și R^2 corespunzătoare modelului GDP_{F1} sunt mai mari decât cele corespunzătoare modelului GDP_{F2} rezultă că acesta oferă o mai bună aproximare a legăturii dintre PIB și variabilele factoriale.

Valorile parametrilor modelelor GDP_{F1} și GDP_{F2} precum și rezultatele testării ipotezelor statistice privind semnificația acestora sunt prezentate în tabelul 2.9.

În cazul modelului GDP_{F1} valoarea parametrului a_0 , pentru pragul de semnificație ales, nu este semnificativă statistic deoarece $Sig. = 0,855 > 0,05$. În ceea ce privește valorile coeficienților variabilelor RP și GF, aceștia sunt semnificativi statistic evidențiind faptul că la o modificare cu o unitate a valorii factorului RP, variabila rezultativă PIB se modifică cu o valoare cuprinsă între 42011,586 și 170173,226 unități, iar modificarea cu o unitate a valorii factorului GF determină o modificare a PIB cu 1,095 până la 3,440 unități.

Tabelul 2.9 Coeficienții modelelor GDP_{F1} și GDP_{F2} și limitele intervalului de încredere ale acestora pentru $\alpha = 0,05$ ($p=95\%$)

Mode		Valorile coeficienților	Eroarea standard	t	Sig.	Limitele intervalului de încredere (95%)	
						Inferioară	Superioară
GDP_{F1}	a_0	3175,119	16852,370	0,188	0,855	-35686,477	42036,715
	RP	106092,406	27788,712	3,818	0,005	42011,586	170173,226
	GF	2,267	0,508	4,460	0,002	1,095	3,440
GDP_{F2}	a_0	4453,372	10160,973	,438	0,673	-18977,850	27884,594
	RP	131578,653	14271,549	9,220	0,000	98668,437	164488,870
	EX	0,978	0,120	8,162	0,000	0,702	1,255

Variabila dependentă: PIB

Sursa: calcule proprii ale autorului

Nici în cazul modelului GDP_{F2} coeficientul a_0 nu este semnificativ statistic ($Sig. = 0,673 > 0,05$). Limitele intervalului de încredere pentru factorii RP și EX semnifică faptul că la o modificare cu o unitate a valorii factorului RP, variabila PIB se modifică cu o valoare cuprinsă între 98668,437 și 164488,870 unități, iar modificarea cu o unitate a valorii factorului EX determină o modificare în același sens a GDP cu 0,702 până la 1,255 unități.

Pentru Suedia în urma testărilor, pe baza datelor disponibile, au putut fi identificate numai modele unifactoriale. Dintre acestea au fost selectate modelele:

$$GDP_{S1} = a_0 + a_1 \cdot WH + \varepsilon \quad (2.15)$$

$$GDP_{S2} = a_0 + a_1 \cdot GF + \varepsilon \quad (2.16)$$

Modelul GDP_{S1} (relația 2.15) descrie legătura funcțională dintre PIB și WH (productivitatea orară a muncii) iar modelul GDP_{S2} (relația 2.16) descrie legătura funcțională dintre PIB și GF. Principalele caracteristici ale acestora sunt prezentate în tabelul 2.10.

Pentru modelul GDP_{S1} valorile raportului de corelație ($R=0,893$) și ale coeficientului de determinație ($R^2=0,798$) evidențiază o calitate relativ bună a aproximării prin funcție (5) a legăturii dintre cele două variabile. În cazul modelului GDP_{S2} valorile raportului de corelație și ale coeficientului de determinație evidențiază calitatea foarte bună a aproximării prin funcția (6).

Tabelul 2.10. Indicatorii calitativi ai modelelor GDP_{F1} și GDP_{F2} .

	R	R^2	R^2 ajustat	Eroarea standard de estimare	F	Sig.F
GDP_{S1}	0,893	0,798	0,776	23322,9173	35,572	0,000
GDP_{S2}	0,992	0,969	0,938	12923,3149	136,163	0,000

Variabila dependentă: PIB

Sursa: calcule proprii ale autorului

Ținând seama de valoarea parametrului F precum și de faptul că pentru ambele modele $Sig.F = 0,000 < 0,05$ aceste modele sunt semnificative statistic. Pe de altă parte însă, evidențiază autocorelarea reziduurilor. În condițiile date modelele pot fi utilizate cu anumite precauții.

În cazul modelului GDP_{S1} valorile ambilor parametri sunt semnificative statistic. În aceste condiții parametrul a_0 poate lua valori în intervalul $[-1329293,276; -402748,067]$. Coeficientul factorului WH este semnificativ statistic, poate lua valori în intervalul $[17476,078; 38834,826]$ și evidențiază faptul că la o modificare cu o unitate a valorii factorului RP, variabila PIB se modifică cu o valoare cuprinsă între 17476.078 și 38834.826 unități.

Tabelul 2.11 Coeficienții modelelor GDP_{S1} și GDP_{S2} și limitele intervalelor de încredere ale acestora pentru $\alpha = 0,05$ ($p=95\%$).

Mode		Valorile coeficienților	Eroarea standard	t	Sig.	Limitele intervalului de încredere (95%)	
						Inverioară	Superioară
GDP_{S1}	a_0	-866020.672	204792.510	-4.229	.002	-1329293.276	-402748.067
	WH	28155.452	4720.883	5.964	.000	17476.078	38834.826
GDP_{S2}	a_0	38570.612	27365.843	1.409	.192	-23335.193	100476.418
	GF	3.945	.338	11.669	.000	3.180	4.710

Variabila dependentă PIB

Sursa: calcule proprii ale autorului

Conform rezultatelor prezentate în tabelul 2.11, modelul GDP_{S2} evidențiază faptul că la o modificare cu o unitate a valorii factorului GF, variabila PIB se modifică cu o valoare cuprinsă

între 3.180 și 4.710 unități. În cazul acestui model, coeficientul a_0 nu este semnificativ statistic ($Sig. = 0,192 > 0,05$).

2.4.2. Modelul anglo-saxon

Pentru modelul anglo-saxon au fost alese Irlanda și Marea Britanie. Analiza evoluției în timp a PIB per capita în cele două țări (figura 2.22) evidențiază tendința generală de scădere a acestuia în ambele țări. Având în vedere că abaterile de o parte și de alta a trendului general sunt semnificative și conturează clar două puncte de extrem, (un maxim și un minim), un model care să descrie evoluțiile în timp ale PIB pe locuitor în cele două țări poate fi o funcție polinomială de gradul trei. Pentru Irlanda aceasta are forma:

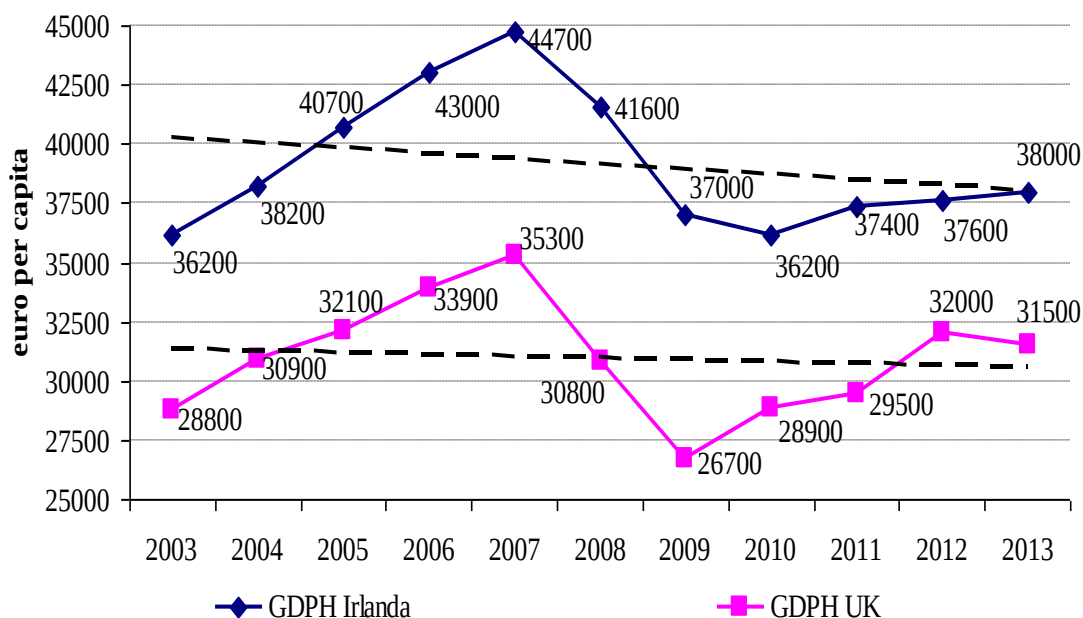
$$GDPH_{IR}(t) = 76,6 \cdot t^3 - 1532,5 \cdot t^2 + 8600,1 \cdot t + 27976 \quad R^2 = 0,7591 \quad (2.17)$$

iar pentru Marea Britanie de modelul:

$$GDPH_{UK}(t) = 71,3 \cdot t^3 - 1309,4 \cdot t^2 + 6667,8 \cdot t + 22942 \quad R^2 = 0,5498 \quad (2.18)$$

Atât în Irlanda cât și în Marea Britanie, criza economică declanșată în 2008 a avut un impact mult mai mare asupra produsului intern brut pe locuitor decât în cazul țărilor analizate cu model scandinav. În Irlanda, în perioada premergătoare crizei economice PIB-ul pe locuitor a crescut cu aproximativ 6% pe an. Declanșarea crizei economice a determinat reducerea timp de 3 ani consecutivi a PIB per capita, astfel încât în 2010 acesta reprezenta numai 80.9% din valoarea înregistrată în 2007.

În Marea Britanie, în perioada premergătoare crizei economice PIB pe locuitor a crescut cu aproximativ 5% pe an, însă în primii doi ani ai crizei economice PIB pe locuitor a scăzut de la 35300 euro pe locuitor, în 2007, la 26700 euro pe locuitor în 2009 (o reducere de 24,36%). În ultima parte a perioadei analizate, în cazul celor două țări se înregistrează procese de creștere (de revenire) a valorilor acestui indicator.



Graficul 2.22 Evoluția PIB per capita (GDPH) în Irlanda și UK în perioada 2003 – 2013,
Sursa: autorul pe baza Eurostat 2015

Pentru a evidenția intensitatea legăturilor dintre PIB și indicatorii considerați au fost determinați coeficienții de corelație liniară simplă, valorile acestora, pentru cele două țări, fiind prezentate în tabelul 2.12.

Spre deosebire de modelul scandinav, în modelul anglo-saxon corelația dintre PIB și variabilele vectoriale RP, GF, WH, EX și IM sunt slabe, însă legătura dintre PIB și FC și CE este mult mai puternică.

Tabelul 2.12 Valorile coeficienților de corelație dintre PIB și variabilele factoriale în cazul modelului anglo-saxon

		RP	GF	WH	EX	IM	FC	CE	FE
Irlanda	Pearson Correlation	.397	.569	.664	.598	.546	.944	.899	.509
	Sig. (2-tailed)	.227	.069	.026	.052	.082	.000	.000	.110
UK	Pearson Correlation	.229	.863	.528	.759	.834	.996	.988	.071
	Sig. (2-tailed)	.498	.001	.095	.007	.001	.000	.000	.836

Sursa: calcule proprii ale autorului

Cu excepția variabilelor FC și CE, precum și a variabilei factoriale WH, legăturile dintre PIB și celelalte variabile sunt foarte slabe. Chiar și în cazul în care am crește pragul de semnificație la 10% ($\alpha=0.1$), caz în care ar putea să fie considerate valide și valorile coeficienților de corelație dintre PIB și GF, EX și respectiv IM, valorile acestora (0,569 pentru GF, 0,589 pentru EX și respectiv =0,546 pentru IM) evidențiază existența unor legături slabe.

Ținând seama de faptul că, dintre factorii considerați, pentru pragul de semnificație ales ($\alpha = 0,05$) numai corelația dintre PIB și WH este semnificativă statistic, pentru a descrie legătura funcțională dintre acestea a fost ales modelul:

$$GDP_{IR} = a_0 + a_1 \cdot WH + \varepsilon \quad (2.19)$$

Caracteristicile modelului GDP_{IR} (2.19), pentru seriile de date ale GDP și WH din perioada 2003 – 2013 sunt prezentate în tabelul 2.13. Ținând seama de faptul că $Sig.F = 0,026 < 0,05$ acest model este valid.

Analizând valoarea lui $R=0,664$, și a coeficientului de determinație $R^2 = 0,441$ modelul nu oferă o foarte bună descriere a dependenței dintre PIB și WH în Irlanda. Pentru modelul GDP_{IR} , parametrul a_0 nu este semnificativ statistic ($Sig.t = 0,373 > 0,05$).

Tabelul 2.13 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_{IR} . Variabila dependentă: GDP_{IR}

R	R^2	R^2 ajustat	Eroarea standard	F	Sig.F	
0,664	0,441	0,379	11319,5374	7.110	0,026	
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a_0 (const.)	-93187,9	99393,933	-0,938	0.373	-318032,455	131656,707
WH	6109,327	2291,232	2,666	0.026	926,206	11292,415

Sursa: calcule proprii ale autorului

În ceea ce privește parametrul a_1 , (coeficientul lui WH), acesta este semnificativ statistic ($Sig.t = 0,373 < 0,05$) și poate fi luat în considerare în studiul dependenței dintre PIB și WH. Astfel, în condițiile în care WH se modifică cu o unitate, PIB se modifică cu o valoare cuprinsă între 926,206 și 11292,415.

În figura 2.3 este reprezentată plaja de valori cu care, cu o probabilitate de 95%, se poate modifica valoarea lui PIB când PIB=175000 mii euro iar WH crește cu una până la cinci unități. Linia punctată corespunde situației în care parametrul lui WH are valoarea $a_1 = 6109,327$.

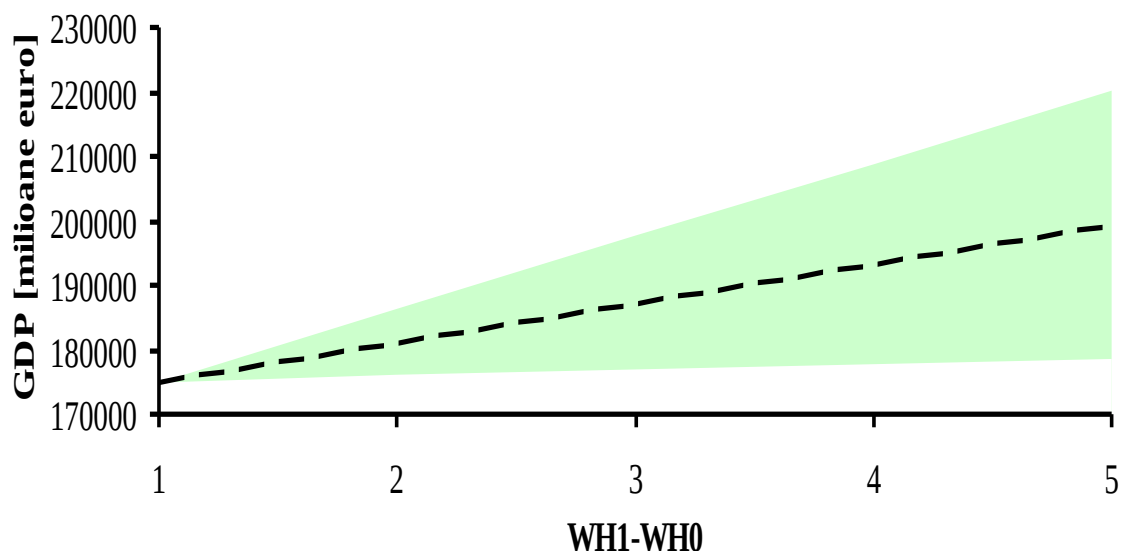


Figura 2.3. Aria influenței creșterii WH asupra PIB, în Irlanda, conform modelului GDP_{IR}
Sursa: construcție proprie a autorului

Pentru Marea Britanie, condiția de semnificabilitate statistică este îndeplinită pentru mai multe variabile factoriale decât în cazul Irlandei. În Marea Britanie pe lângă coeficientul de corelație corespunzător lui GF ($r = 0,863$), sunt semnificativi statistic și coeficienții de corelație corespunzători lui EX ($r = 0,759$) și IM ($r = 0,834$). Ținând seama de aceste observații, pentru a descrie legătura dintre GDP și variabilele factoriale, după mai multe testări, a fost ales un model de forma:

$$GDP_{UK} = a_0 + a_1 \cdot GF + a_2 \cdot EX + \varepsilon \quad (2.20)$$

Caracteristicile modelului GDP_{UK} (10), pentru seriile de date ale PIB, GF și EX, din perioada 2003 – 2013, corespunzătoare Marii Britanii, sunt prezentate în tabelul 2.14. Ținând seama de faptul că $Sig.F = 0,000 < 0,05$ acest model este valid. De asemenea, ținând seama de faptul că $R = 0,988$, iar coeficientul de determinație este $R^2 = 0,977$ modelul oferă o descriere foarte bună a dependenței funcționale dintre PIB și variabilele factoriale GF și EX.

Tabelul 2.14 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_{UK}

R	R ²	R ² ajustat	Eroarea standard	F		Sig.F
0,988	0,977	0,971	25724,1027	167,917		0,000
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a ₀ (const.)	377025.899	84189.320	4,478	0,002	182885,178	571166.619
GF	2,751	0,234	11,739	0,000	2,211	3,292
EX	1,187	0,133	8,943	0,000	0,881	1,493

Variabila dependentă: GDP_{UK}

Sursa: calcule proprii ale autorului

Pentru modelul GDP_{UK} valorile tuturor celor trei parametri sunt semnificative statistic. Astfel, parametrul a_0 poate lua valori în intervalul $[182885,178; 571166,619]$, parametrul a_1 , (coeficientul lui GF), poate lua valori în intervalul $[2,211; 3,292]$, iar parametrul a_2 , (coeficientul lui EX), poate lua valori în intervalul $[0,881; 1,493]$.

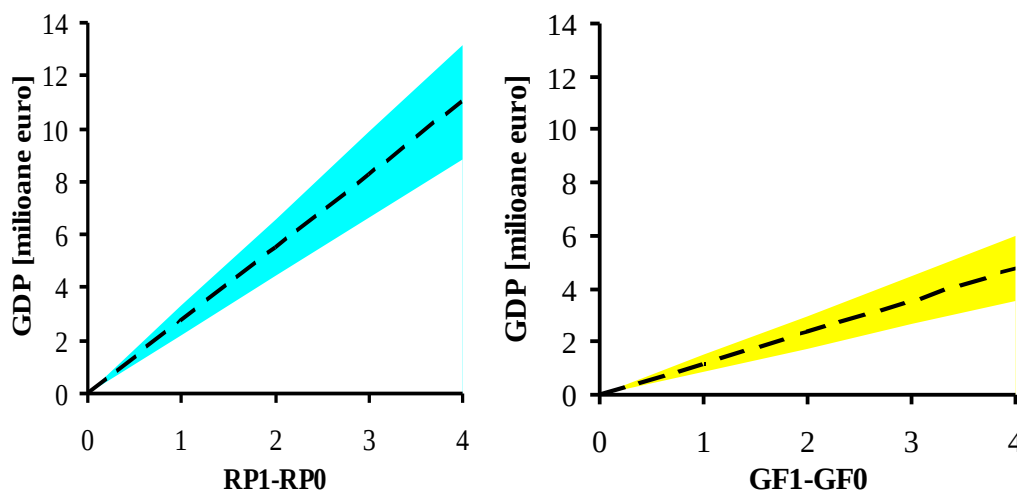


Figura 2.4. Ariile influenței creșterii GF și EX asupra PIB, în Marea Britanie, conform modelului GDP_{UK}
Sursa: construcție proprie a autorului

Limitele intervalului de încredere, pentru o probabilitate de 95% ($\alpha = 0,05$) semnifică faptul că la o modificare cu o unitate a lui GF, PIB se modifică cu o valoare cuprinsă între 2,211 și 3,292 unități. Pe de altă parte, la o modificare cu o unitate a lui EX, PIB se modifică cu o valoare cuprinsă între 0,881 și 1,493 unități. Efectele modificării celor doi factori asupra PIB sunt reprezentate grafic în figura 2.4.

2.4.3. Modelul continental

Pentru studiul corelațiilor dintre PIB și variabilele luate în considerare în modelul continental au fost alese țările Franța și Germania, țări cu o poziție importantă în UE. Evoluțiile PIB pe locuitor în cele două țări sunt prezentate în **figura 2.5**.

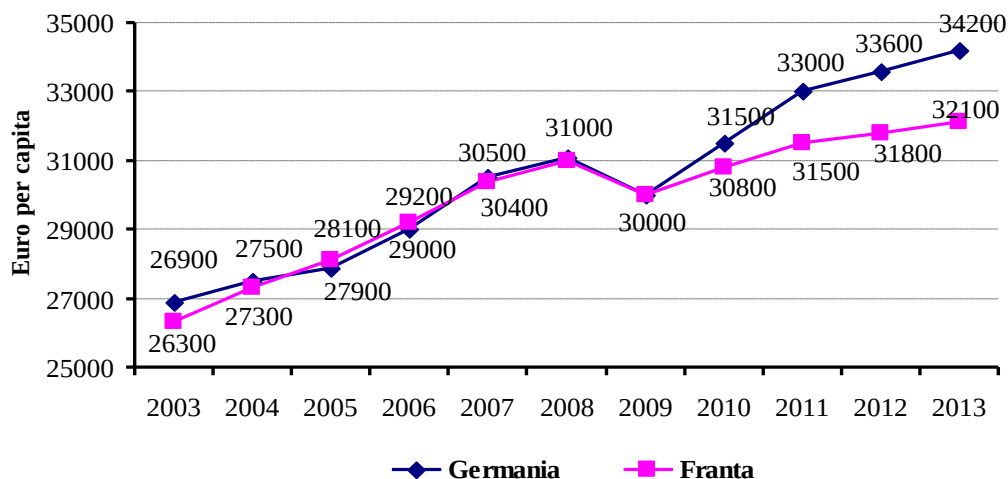
Evoluția PIB per capita în perioada anterioară crizei economice în Franța, practic, se suprapune peste evoluția PIB per capita în Germania. Începând din 2005 ritmul anual de creștere a PIB per capita în cele două țări a crescut continuu. Astfel, dacă în 2005 față de 2004 PIB per capita ritmul anual de creștere era 1,45% în Germania și 2,9% în Franța, în 2007 față de 2006 acesta ajunge la 5,17% în Germania și 4,11% în Franța. Deși ritmul de creștere al PIB per capita se menține pozitiv în 2008 în ambele țări, acesta se reduce la 1,97%.

Creșterile înregistrate de PIB-ul mediu pe locuitor în perioada 2003 – 2008 sunt liniare. Pentru Germania trendul PIB per capita în această perioadă este reprezentat de modelul:

$$GDPH_G(t) = 25706,7 + 888,6 \cdot t, \quad t_{2003}=1, \quad R^2 = 0,964 \quad (2.21)$$

Pentru Franța, trendul PIB per capita în aceeași perioadă este dat de modelul:

$$GDPH_{FR}(t) = 25326,7 + 968,6 \cdot t, \quad t_{2003}=1, \quad R^2 = 0,994 \quad (2.22)$$



Graficul 2.23 Evoluția PIB per capita în Germania și Franța în perioada 2003 – 2013
Sursa: construcție proprie a autorului

Din relațiile (2.21) și (2.22) rezultă că în perioada anterioară crizei economice sporul anual mediu al PIB per capita în Germania a fost de aproximativ 889 euro per capita, în timp ce în Franța sporul anual mediu al PIB per capita a fost aproximativ 969 euro per capita.

Criza economică a determinat și în aceste țări o reducere a PIB per capita, astfel încât, în 2009, PIB pe locuitor în Germania era cu 3,53% mai mic decât în 2008, respectiv cu 3,22% în Franța. Aceste reduceri sunt însă cu mult mai mici decât în cazul țărilor analizate în cadrul modelului anglo-saxon.

Perioada de după 2009 evidențiază diferențe privind evoluția PIB per capita în cele două țări. În timp ce în Germania asistăm la un proces de creștere a PIB per capita cu ritmuri anuale cuprinse de 5,0% în 2010 și 4,76% în 2011, în Franța ritmul anual de creștere în 2010 era de 2,66%, iar în 2011, 2,27%. Reducerea ritmurilor de creștere către sfârșitul perioadei evidențiază o tendință asimptotică de evoluție a PIB per capita, care ar putea fi reprezentată prin modelele (2.23) pentru Germania și (2.24) pentru Franța.

$$GDPH_G(t) = 29906 + 2667,1 \cdot \ln(t) \quad t_{2009}=1, \quad R^2 = 0,964 \quad (2.23)$$

$$GDPH_{FR}(t) = 29971 + 1325,4 \cdot \ln(t) \quad t_{2009}=1 \quad R^2 = 0,994 \quad (2.24)$$

O altă caracteristică a țărilor luate în calcul pentru modelul continental, este faptul că diferențele dintre PIB per capita în Germania și Franța sunt nesemnificative. Această afirmație este susținută de rezultatele analizei disperse prezentate în **tabelul 2.15**.

Tabelul 2.15 Rezultatele aplicării Anova: Single Factor, asupra seriilor de date ale PIB per capita în Germania și Franța

SUMMARY						
Groups	Count	Sum	Average	Variance		
Germania	11	335200	30472,73	6212182		
Franța	11	328500	29863,64	3672545		
ANOVA						
Source of Variation	SS	df	MS	F	P-value	F crit
Between Groups	2040455	1	2040455	0,41285	0,527824	4,351243
Within Groups	98847273	20	4942364			
Total	1.01E+08	21				

Sursa: calcule proprii ale autorului

Rezultatele prezentate în tabelul ANOVA, și anume $F=0,41285 < F_{crit}=4,351243$, precum și $P_value=0,527824 > 0,05$ conduc la acceptarea ipotezei nule: nu există diferențe semnificative între cele două serii de date.

În modelul continental (Tabelul 2.16) este evidentă similaritatea destul de puternică dintre modul în care variabilele analizate sunt corelate cu PIB, în Germania și Franța. În comparație cu modelele scandinav și anglo-saxon, corelațiile sunt foarte puternice ($r > 0.95$) și, cu excepția FE caracterizează legătura dintre PIB și toate celelalte variabile.

O altă particularitate a acestui model este faptul că în cazul Franței există corelație între acesta și FE (consumul final de energie). Având în vedere că $r = -0,792$, $Sig.(2-tailed) = 0,004$, între cele două variabile există o corelație inversă semnificativă.

În cazul Germaniei însă, deoarece $Sig.(2-tailed) = 0,122 > \alpha = 0.05$) este acceptată ipoteza, nulă și în consecință, valoarea coeficientului de corelație dintre PIB și FE nu este semnificativă statistic (nu diferă semnificativ de zero).

Tabelul 2.16. Valorile coeficienților de corelație dintre PIB și variabilele factoriale în cazul modelului continental

		RP	GF	WH	EX	IM	FC	CE	FE
Germania	Pearson Correlation	.964	.982	.949	.980	.984	.987	.959	-.495
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.122
Franța	Pearson Correlation	.890	.971	.930	.937	.968	.997	.990	-.792
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.004

Sursa: calcule proprii ale autorului

Ținând seama de intensitățile corelațiilor dintre PIB și variabilele factoriale (RP, GF, WH, EX și IM), în urma testărilor efectuate, pentru Germania, au fost identificate două modele care permit descrierea relațiilor funcționale dintre acestea. Modelele sunt:

$$GDP_{G1} = a_0 + a_1 \cdot RP + a_2 \cdot GF + \varepsilon \quad (2.25)$$

$$GDP_{G2} = a_0 + a_1 \cdot WH + \varepsilon \quad (2.26)$$

Caracteristicile și indicatorii de performanță pentru modelul GDP_{G1} (relația 2.25) sunt prezentate în tabelul 2.17. Valorile raportului de corelație ($R=0,994$), ale coeficientului de determinație ($R^2=0,989$), precum și valorile testului Fisher ($F=356,394$) și $Sig.F=0,000$ evidențiază atât validitatea modelului cât și buna ajustare pe care acesta o asigură pentru analiza influenței evoluțiilor RP și GF asupra PIB în economia Germaniei.

Tabelul 2.17 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_{G1}

R	R ²	R ² ajustat	Eroarea standard	F		Sig.F
0,994	0,989	0,986	23437,5798	356,394		0,000
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a ₀ (const.)	321256,4	82934,610	3,874	0,005	130008,995	512503,711
RP	479693,4	113397	4,230	0,003	218199,84	741187,05
GF	2,652	0,402	6,601	0,000	1,726	3,578

Variabila dependentă: GDP_{G1}

Sursa: calcule proprii ale autorului

Rezultatele aplicării testului Student (t) privind semnificația statistică a valorilor parametrilor a_0 , a_1 și a_2 , conduc la concluzia că toți sunt semnificativi statistic. În aceste condiții, modificarea cu o unitate a valorii RP determină modificarea în același sens a PIB cu o valoare cuprinsă între 218199,84 mii și 741187,05 mii euro.

Pe de altă parte modificarea cu o unitate a valorii GF (figura 2.5) determină modificarea în același sens a GDP cu o valoare cuprinsă între 1,726 și 3,578 mii euro.

Pentru modelul GDP_{G2} (relația 2.5) caracteristicile și indicatorii de performanță sunt prezentată în tabelul 2.18. Rezultatele obținute privind testarea validității modelului GDP_{G2} sunt asemănătoare cu cele obținute în cazul modelului GDP_{G1} .

Modelul este valid din punct de vedere statistic, valorile testului Fisher ($F=81,313$) și ale $Sig.F=0,000$ conducând la respingerea ipotezei nule. De asemenea, valorile raportului de corelație ($R=0,949$), ale coeficientului de determinație ($R^2=0,900$), conduc la concluzia că

modelul oferă o foarte bună descriere a relației funcționale dintre GHP și WH în economia Germaniei.

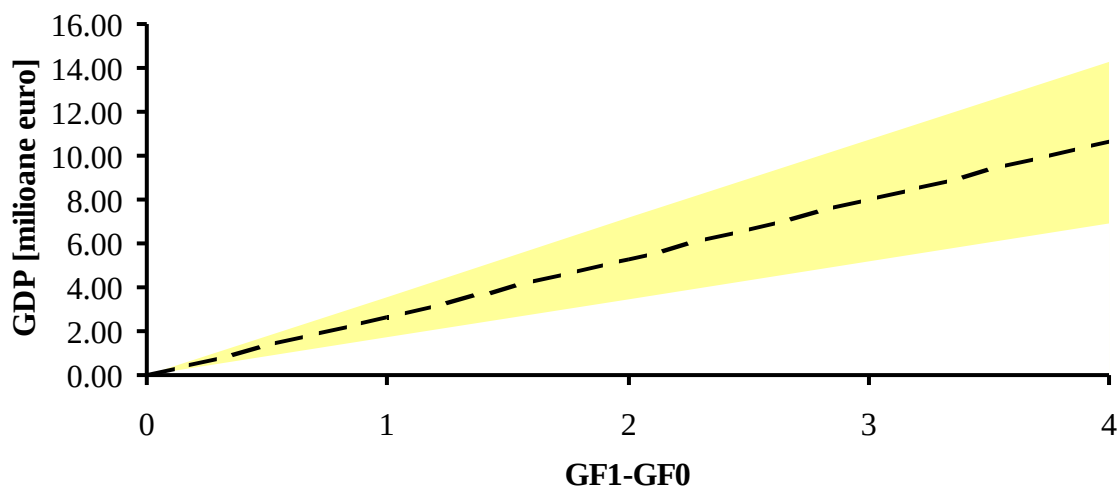


Figura 2.5. Aria influenței creșterii GF asupra PIB, în Germania, conform modelului GDP_{G1}
Sursa: construcție proprie a autorului

Rezultatele aplicării testului Student (t) privind semnificația statistică a valorilor parametrilor a_0 și a_1 conduc la respingerea ipotezei nule și acceptarea ipotezei alternative. În consecință, coeficienții a_0 și a_1 ai modelului GDP_{G2} (relația 2.26) sunt semnificativi statistic. Rezultă că modificarea cu o unitate a valorii WH va determina modificarea în același sens a PIB cu o valoare cuprinsă între 108942,793 și 181907,525 mii euro.

Tabelul 2.19 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_{G2}

R	R ²	R ² ajustat	Eroarea standard	F		Sig.F
0,949	0,900	0,989	66212,8672	81,313		0,000
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a ₀ (const.)	-3500493	666061,7	-5,256	0,001	-5007228,5	-1993757,7
WH	145425,2	16127,255	9,017	0,003	108942,793	181907.525

Dependent Variable: GDP_{G2}
Sursa: calcule proprii

Pentru economia Franței, pentru descrierea relațiilor funcționale dintre PIB și variabilele factoriale (RP, GF, WH, EX și IM), au fost alese modele similare celor utilizate în cazul Germaniei. Aceste modelele sunt:

$$GDP_{FR1} = a_0 + a_1 \cdot RP + a_2 \cdot GF + \varepsilon \quad (2.27)$$

$$GDP_{FR2} = a_0 + a_1 \cdot WH + \varepsilon \quad (2.28)$$

Aşa cum era de aşteptat, ținând seama de similitudinea corelațiilor dintre PIB și variabilele analizate în cazul modelului continental (prezentate în tabelul 2.16), rezultatele testării modelelor GDP_{FR1} (relația 2.27) și GDP_{FR2} (relația 2.28) sunt asemănătoare cu cele obținute în cazul Germaniei.

Tabelul 2.20 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_{FR1}

R	R ²	R ² ajustat	Eroarea standard	F	Sig.F	
0,997	0,994	0,992	14081,0874	623,457	0,000	
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a_0 (const.)	380288,7	43803,186	8,682	0,000	279278,479	481298,927
RP	236139,8	19733,979	7,942	0,000	167573,198	304706,413
GF	2,464	0,155	15,886	0,000	2,107	2,822

Variabila dependentă: GDP_{FR1}

Sursa: calcule proprii ale autorului

Astfel, valorile raportului de corelație ($R=0,997$), ale coeficientului de determinație ($R^2=0,994$), precum și valorile testului Fisher ($F=623,457$) și $Sig.F=0,000$ determină respingerea ipotezei nule și acceptarea ipotezei alternative: modelul GDP_{FR1} este statistic valid și oferă o ajustare bună pentru analiza influenței evoluțiilor RP și GF asupra PIB în economia Franței. De asemenea, rezultatele aplicării testului Student (t) privind semnificația statistică a valorilor parametrilor a_0 , a_1 și a_2 conduc la respingerea ipotezei nule și acceptarea ipotezei alternative. În consecință, coeficienții a_0 , a_1 și a_2 ai modelului GDP_{FR1} (relația 2.27) sunt semnificativi statistic.

Ținând seama de valorile coeficienților a_0 , a_1 și a_2 , precum și de limitele intervalelor de încredere pentru o probabilitate de 95% (**tabelul 13**), rezultă că modificarea cu o unitate a valorii RP determină modificarea în același sens a PIB cu o valoare cuprinsă între 167573,198 și 304706,413 mii euro, iar modificarea cu o unitate a valorii GF (**figura 2.6**) determină modificarea în același sens a PIB cu o valoare cuprinsă între 2,107 și 2,822 mii euro.

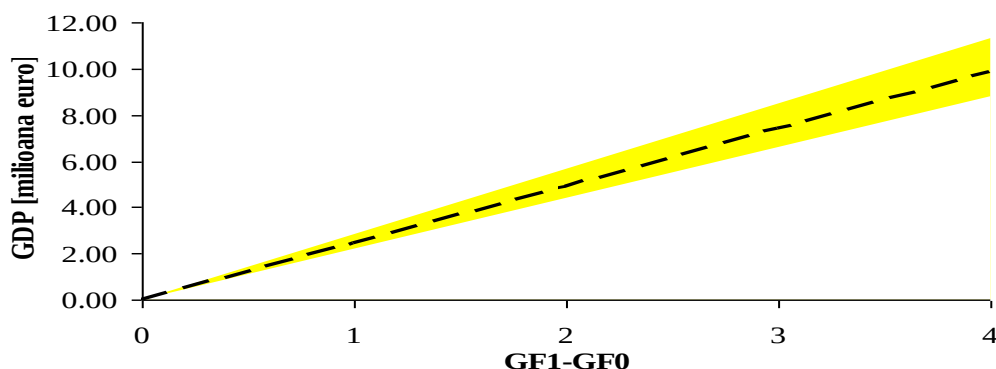


Figura 2.6. Aria influenței creșterii GF asupra PIB, în Franța, conform modelului GDP_{FR1}

Sursa: construcție proprie a autorului

Cel de al doilea model care descrie legătura funcțională existentă în economia Franței, între PIB și WH (relația 2.28), este valid statistic, valorile testului Fisher ($F=81,313$) și ale $\text{Sig.F}=0,000$ conducând la respingerea ipotezei nule. În ceea ce privește calitatea ajustării, valorile raportului de corelație ($R=0,930$), ale coeficientului de determinație ($R^2=0,865$), pentru o probabilitate de 95% acesta poate fi considerată foarte bună.

Tabelul 2.21 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_{FR2}

R	R^2	R^2 ajustat	Eroarea standard	F	Sig.F	
0,930	0,865	0,850	61168,6504	57,501	0,000	
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a_0 (const.)	-4815414	888366,3	-5,421	0,000	-6825036,882	-2805790,692
WH	151595,6	19991,657	7,583	0,000	106371,395	196819,890

Variabila dependentă: GDP_{FR2}

Sursa: calcule proprii ale autorului

Rezultatele aplicării testului Student (t) privind semnificația statistică a valorilor parametrilor a_0 și a_1 conduc și în cazul modelului GDP_{FR2} la respingerea ipotezei nule și acceptarea ipotezei alternative, coeficienții a_0 și a_1 fiind semnificativi statistic.

Ținând seama de limitele intervalului de încredere (**tabelul 2.21**), pentru o probabilitate de 95%, modificarea cu o unitate a valorii WH va determina modificarea în același sens a GDP cu o valoare cuprinsă între 106371,395 și 196819,890 mii euro.

Analizele efectuate mai sus privind evoluțiile PIB per capita precum și corelațiile care există între PIB din Franța și Germania evidențiază asemănarea destul de mare dintre acestea. Având în vedere că pentru descrierea relațiilor funcționale dintre PIB și variabilele funcționale au fost utilizate aceleași tipuri de modele pot fi analizate comparative influențele pe care RP și rerspectiv EH le au asupra PIB în cele două țări.

Legătura funcțională dintre PIB și PR a fost pusă în evidență de molul GDP_{G1} , în Germania și modelul GDP_{FR1} , în Franța. Ariile influenței RP asupra PIB în cele două țări, pentru o probabilitate de 95% sunt prezentate în **figura 2.7**.

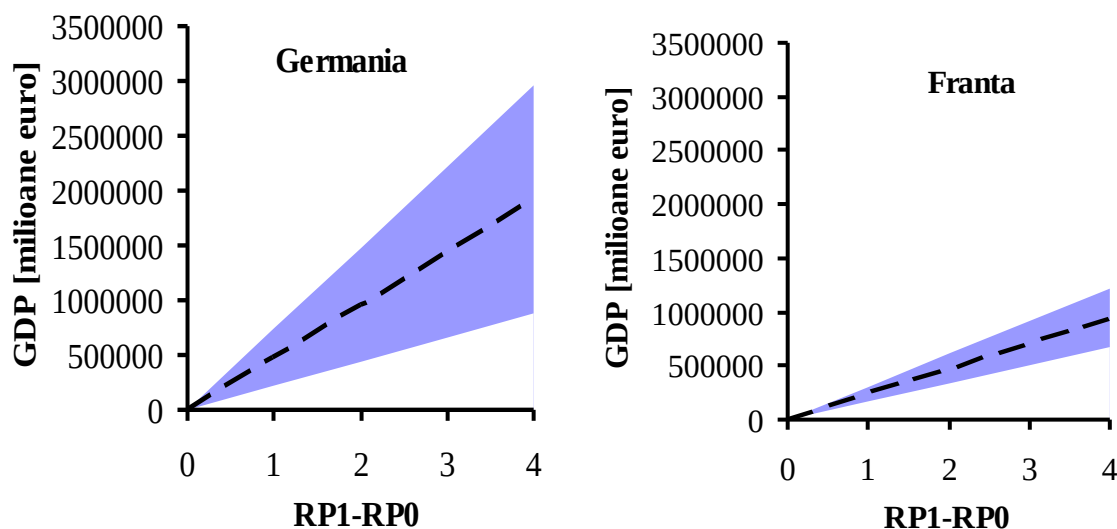


Figura 2.7. Ariile influenței creșterii RP asupra PIB în Germania și Franța
Sursa: construcție proprie a autorului

Impactul RP asupra PIB în cele două țări este diferit din punct de vedere al intensității. În timp ce în Germania, conform modelului GDP_{G1} modificarea cu o unitate a PR determină, cu o probabilitate de 95% modificarea în același sens a PIB cu 479693,4 mii euro (**tabelul 11**), în Franța, conform modelului GDP_{FR1} modificarea cu o unitate a PR va determina modificarea în același sens a PIB cu 236139,8 mii euro (**tabelul 2.20**).

Deoarece raportul coeficienților a_1 din cele două modele ($a_1 = 479693,4$ în modelul GDP_{G1} și $a_1 = 236139,8$ în modelul GDP_{FR1}) este 2,03 rezultă că modificarea cu aceeași valoare a RP în cele două țări va avea în Germania un effect dublu asupra PIB decât în Franța.

Spre deosebire de impactul RP asupra PIB în cele două țări, impactul WH asupra PIB este relativ asemănător. Astfel, în Germania, conform modelului GDP_{G2} modificarea cu o unitate a WH va determina, cu o probabilitate de 95% modificarea în același sens a PIB cu 145425,2 mii euro (**tabelul 2.20**), în Franța, conform modelului GDP_{FR2} modificarea cu o unitate a W_p va determina modificarea în același sens a PIB cu 151595,6 mii euro (**tabelul 2.21**).

Avînd în vedere că raportul coeficienților a_1 din cele două modele ($a_1 = 145425,2$ în modelul GDP_{G2} și $a_1 = 151595,6$ în modelul GDP_{FR1}) este 0,96 efectul modificării cu aceeași valoare a WH în cele două țări va avea în Franța un effect cu aproximativ 4% mai mare decât în Germania.

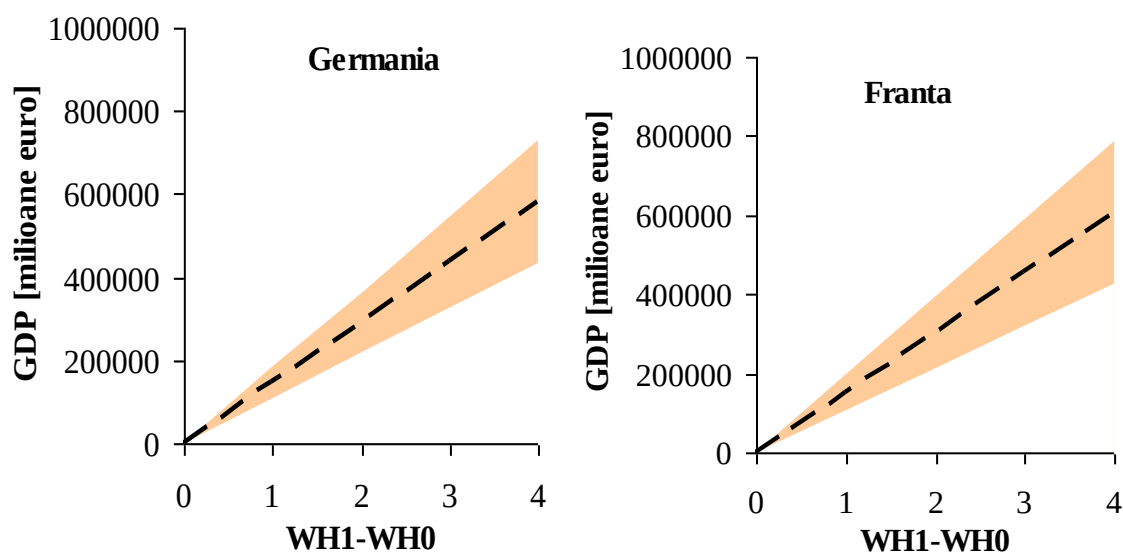


Figura 2.8 Ariile influenței creșterii WH asupra PIB în Germania și Franța
Sursa: construcție proprie a autorului

2.4.4. Modelul mediteranean

Cel de al patrulea model analizat este modelul mediteranean. Pentru acest model au fost selectate Spania și Italia. Evoluțiile PIB per capita în cele două țări sunt prezentate în figura 9.

Evoluții PIB per capita în perioada analizată, în cele două țări sunt asemănătoare dar diferite din punct de vedere al valorii. În timp ce în Spania PIB per capita a evoluat între un minim de 19000 euro per capita, în 2003 și maximul de 24300 euro per capita în 2008, în Italia, GDPH a evoluat între un minim de 24200 euro per capita în 2003 și un maxim de 27600 euro per capita în 2008.

Diferența semnificativă dintre mediile evoluțiilor PIB per capita în Spania și Italia este evidențiată și de aplicarea metodologiei ANOVA pe cele două serii de date (**tabelul 2.22**). Media PIB per capita a perioadei 2003 – 2013 în Spania a fost 22354,55 euro per capita, iar în Italia a fost 26381,82 euro per capita (cu 18,02% mai mult).

De asemenea, Statistica testului Fisher (F) determinată ca raportul dispersiilor corectate (MS) are valoarea 48,74056, valoare mult mai mare decât valoarea critică $F_{crit} = 4,351243$ corespunzătoare pagului de semnificație ales ($\alpha = 0,05$) și a gradelor de libertate (df). În consecință, se respinge ipoteza nulă și se acceptă ipoteza alternativă: între seriile de date corespunzătoare PIB din Spania și Italia există diferențe semnificative.

Tabelul 2.22 Rezultatele aplicării Anova: Single Factor, asupra seriilor de date ale PIB per capita în Germania și Franța

SUMMARY						
<i>Groups</i>	<i>Count</i>	<i>Sum</i>	<i>Average</i>	<i>Variance</i>		
Spania	11	245900	22354,55	2584727		
Italia	11	290200	26381,82	1075636		
ANOVA						
<i>Source of Variation</i>	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>P-value</i>	<i>F crit</i>
Between Groups	89204091	1	89204091	48,74056	8,93E-07	4,351243
Within Groups	36603636	20	1830182			
Total	1.26E+08	21				

Sursa: calcule proprii ale autorului

Analiza evoluției PIB per capita în țările modelului mediteranean (Graf 2.24) evidențiază câte două tipuri de evoluții în fiecare din cele două țări. În perioada anterioară crizei economice atât în Spania cât și în Italia evoluțiile PIB per capita au fost ascendente, traiectoriile fiind liniare. Trendul perioadei 2003 – 2008 pentru Spania este dat de modelul:

$$GDPH_{SP}(t) = 17935 + 1122,9 \cdot t, \quad t_{2003} = 1, \quad R^2 = 0,9846 \quad (2.29)$$

Pentru Italia, trendul PIB per capita în aceeași perioadă este dat de modelul:

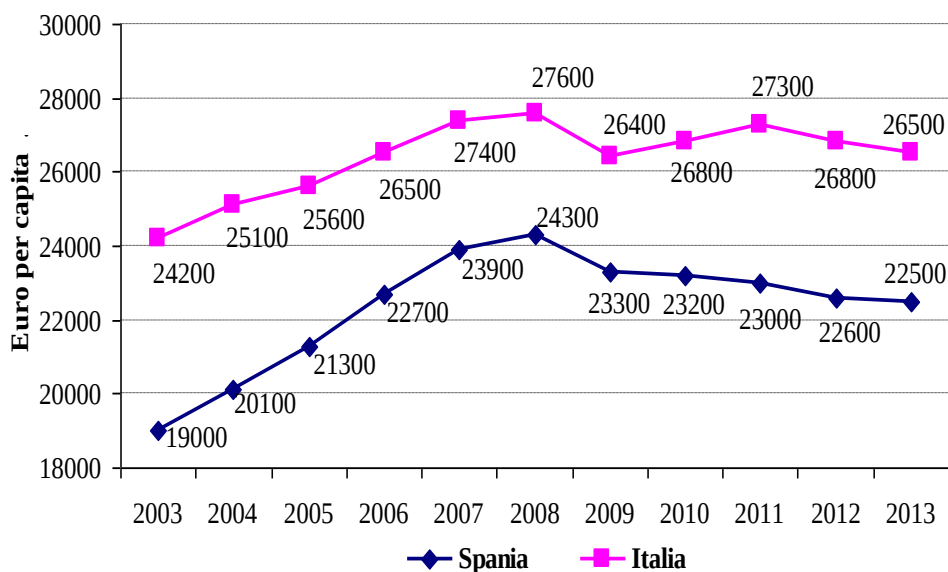
$$GDPH_{IT}(t) = 23587 + 708,6 \cdot t, \quad t_{2003} = 1, \quad R^2 = 0,9813 \quad (2.30)$$

Din relațiile (2.29) și (2.30) rezultă că în perioada anterioară crizei economice sporul anual mediu al PIB per capita în Spania a fost de aproximativ 1122,9 euro per capita, în timp ce în Italia sporul anual mediu al PIB per capita a fost aproximativ 708,6 euro per capita (cu 414,3 euro mai puțin). Perioada anterioară crizei economice a fost benefică pentru economia Spaniei.

Criza economică a avut impact semnificativ asupra economiilor celor două țări, impactul asupra GDPH în Spania fiind mult mai puternic, valoarea acestuia a scăzut continuu cu aproximativ 322.9 euro per capita anual ajungând în 2013 la 22500 euro, cu 1800 euro mai puțin decât în 2008, însă cu 3500 euro mai mult decât în anul 2003.

Impactul crizei economice, deși semnificativ, a fost mai puțin puternic în Italia decât în Spania. După regresul de 1200 euro înregistrat în 2009, PIB per capita a înregistrat creșteri în doi ani consecutivi ceea ce a dus practic la revenirea acestuia. Anii 2012 și 2013 au adus însă noi scăderi ale PIB per capita astfel încât, în 2013 acesta era de 26500 euro per capita cu 1100 de euro mai puțin decât în 2008 și cu 2300 mai mult decât în 2003.

Pentru a evidenția intensitatea legăturilor dintre PIB și variabilele analizate (RP, GF, WH, EX, IM, FC, CE, FE) au fost determinați coeficienții de corelație liniară simplă, valorile acestora pentru Spania și Italia, și sunt prezentate în **tabelul 2.23**.



Graficul 2.24 Evoluția PIB per capita în Spania și Italia în perioada 2003 – 2013
Sursa: construcție proprie

Spre deosebire de modelul continental, în modelul mediteranean corelațiile dintre PIB și variabilele vectoriale, GF și WH, pentru pragul de semnificație ales ($\alpha = 0,05$), nu sunt semnificative statistic (corelații foarte slabe sau inexistente). În plus, în cazul Spaniei, nu sunt semnificative nici corelațiile dintre PIB și RP și FE.

Tabelul 2.23. Valorile coeficienților de corelație dintre PIB și variabilele factoriale în cazul modelului mediteranean

		RP	GF	WH	EX	IM	FC	CE	FE
Spania	Pearson Correlation	.509	.271	.577	.754	.787	.992	.867	-.247
	Sig. (2-tailed)	.110	.419	.063	.007	.004	.000	.000	.463
Italia	Pearson Correlation	.642	.425	.554	.865	.929	.978	.973	-.891
	Sig. (2-tailed)	.033	.192	.077	.001	.000	.000	.000	.030

Sursa: calcule proprii ale autorului

Pentru modelul corespunzător Spaniei, dintre variabilele factoriale alese (RP, GF, WH, EX și IM) există corelații semnificative numai cu EX ($r = 0,754$) și IM ($r = 787$) ambii coeficienți indicând corelații de intensitate medie. Sunt însă de evidențiat corelațiile care există între PIB și FC ($r = 992$) și respectiv CE ($r = 867$).

Pentru Italia sunt semnificative statistic corelațiile dintre PIB și variabilele factoriale RP ($r = 0,642$, legătură de intensitate medie), EX ($r = 0,865$) și IM ($r = 929$), legături de intensitate

mare. De asemenea, ca și în cazul Spaniei, există legături foarte puternice între PIB și variabilele FC ($r = 0,978$) precum și CE ($r = 0,973$). În plus există o legătură inversă puternică între PIB și FE.

Ținând seama de valorile coeficienților de corelație și de semnificațiile variabilelor pentru care aceștia au valori foarte mari, se evidențiază anumite particularități ale modelului mediteranean în comparație cu celelalte modele analizate, în special cu modelul continental.

Pornind de la valorile coeficienților de corelație analizați mai sus și prezentați în tabelul 16, pentru a evidenția dependența funcțională dintre PIB și variabilele factoriale, a fost ales un model de forma:

$$GDP_{SP} = a_0 + a_1 \cdot EX + \varepsilon \quad (2.31)$$

Caracteristicile și indicatorii de performanță pentru modelul GDP_{SP} (relația 2.31) sunt prezentate în **tabelul 2.24**. Modelul este statistic valid, fapt evidențiat prin valorile testului Fisher ($F=11,879$) și $Sig.F=0,007$. Valoarea raportului de corelație ($R=0,754$) indică o ajustare relativ bună a valorii. Însă valoarea ale coeficientului de determinație ($R^2=0,569$) indică faptul că numai 56,9% din modificarea valorilor PIB este determinată de modificarea lui EX, 43,1% fiind consecința influenței altor factori.

Tabelul 2.24 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_{SP}

R	R^2	R^2 ajustat	Eroarea standard	F	Sig.F	
0,754	0,569	0,521	70871	11,879	0,007	
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a_0 (const.)	522027	143964,4	3,626	0,006	196358,076	847697,732
EX	1,834	0,532	3,447	0,007	0,630	3,038

Variabila dependentă: GDP_{SP}

Sursa: calcule proprii ale autorului

Ambii coeficienți ai modelului GDP_{SP} sunt semnificativi statistic. Coeficientul a_1 corespunzător variabilei factoriale EX are valoarea 1,834 și semnifică faptul că la modificarea cu o unitate a valorii factorului EX valoarea PIB, în Spania, se modifică cu 1,834 mii euro. Ținând seama de limitele intervalului de încredere pentru probabilitatea de 95%, modificarea cu o unitate a valorii EX conduce la modificarea PIB cu o valoare cuprinsă între 0,630 și 3,038 mii euro. Efectul creșterii valorii EX cu una până la patru unități asupra PIB, în cazul Spaniei, este prezentat grafic în **figura 2.9**.

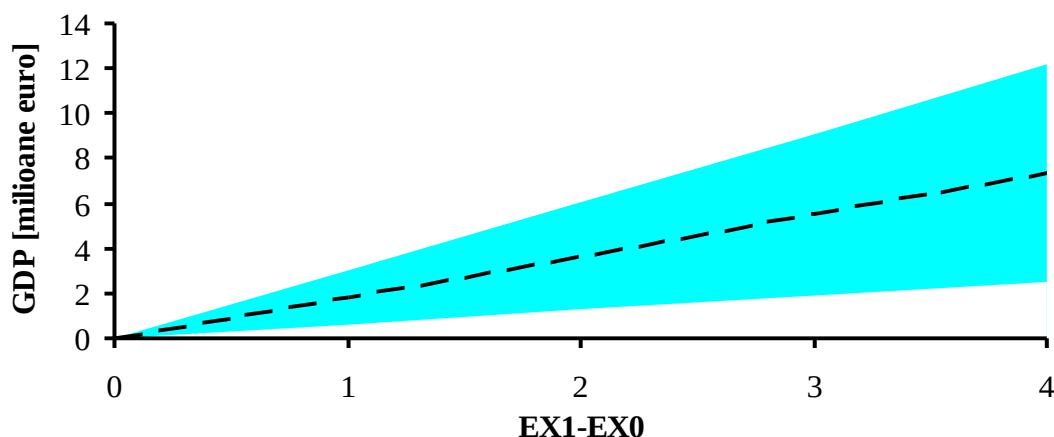


Figura 2.9 Aria influenței creșterii EX asupra PIB, în Spania, conform modelului GDP_{SP}
Sursa: construcție proprie a autorului

Pentru analiza dependenței funcționale existentă în cazul Italiei, dintre PIB și variabilele factoriale cu valori semnificative statistic pentru coeficienții de corelație au fost selectate două modele de regresie liniară unifactorială. Acestea sunt:

$$GDP_{IT1} = a_0 + a_1 \cdot RP + \varepsilon \quad (2.32)$$

$$GDP_{IT2} = a_0 + a_1 \cdot EX + \varepsilon \quad (2.33)$$

Principalele caracteristici ale modelului GDP_{IT1} (relația 2.32) sunt prezentate în **tabelul 18**. Ținând seama de valorile $F=6,324$ și $Sig.F=0,033$, modelul poate fi considerat valid (este semnificativ statistic). Pe de altă parte coeficientul de corelație (R) și coeficientul de determinare (R^2) au valori foarte mici. Valoarea lui $R^2=0,413$ arată că prin modelul GDP_{IT1} numai 41,3% din evoluția PIB, în Italia, poate fi explicată prin evoluția lui EX, mai mult de jumătate (58,7%) fiind consecința altor factori.

Tabelul 2.25 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_{IT1}

R	R^2	R^2 ajustat	Eroarea standard	F		Sig.F
0,642	0,413	0,347	66396,8570	6,324		0,033
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a_0 (const.)	1314192	99983,696	13,144	0,006	1088013,622	1540371,058
RP	115665,6	45993,471	2,515	0,033	11621,218	219710,032

Variabila dependentă: GDP_{IT1}
Sursa: calcule proprii ale autorului

Din punct de vedere statistic coeficienții a_0 și a_1 ai modelului GDP_{IT1} (relația 2.32) sunt semnificativi, ipoteza nulă fiind respinsă de faptul că atât pentru a_0 cât și pentru a_1 $Sig.t < \alpha = 0,05$. În aceste condiții, putem considera că, în Italia, o modificare cu o unitate a valorii RP

determină modificarea PIB cu o valoare cuprinsă între 11621,218 și 219710,032 euro. Ținând însă seama de cele subliniate mai sus modelul trebuie acceptat cu precauție.

Cel de al doilea model (relația 2.33) ales pentru evaluarea dependenței funcționale dintre PIB al Italiei și variabilele factoriale modelează legătura dintre acesta și EX. Principalele caracteristici ale modelului sunt prezentate în tabelul 2.26.

Ținând seama de valorile testului Fisher ($F=26,660$) și $\text{Sig.F}=0,001$, modelul este statistic valid. Valorile raportului de corelație ($R=0,865$) și ale coeficientului de determinație ($R^2=0,748$) indică faptul că modelul GDP_{IT2} din punct de vedere al calității ajustării este mult mai bun decât modelul GDP_{IT1} .

Tabelul 2.26 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_{IT2}

R	R^2	R^2 ajustat	Eroarea standard	F		Sig.F
0,865	0,748	0,720	43526,0403	26,660		0,001
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a_0 (const.)	976189,2	113932,4	8,568	0,000	718456,320	1233922,085
EX	1,443	0,280	5,163	0,001	0,811	2,076

Variabila dependentă: GDP_{IT2}

Sursa: calcule proprii ale autorului

Testarea validității coeficienților a_0 și a_1 , ai modelului GDP_{IT2} evidențiază faptul că ambii diferă semnificativ de zero (sunt semnificativi statistic). Coeficientul a_1 corespunzător variabilei factoriale EX are valoarea 1, 443 și semnifică faptul că la modificarea cu o unitate a valorii factorului EX valoarea PIB, în Italia, conform acesui model, se modifică cu 1,443 mii euro.

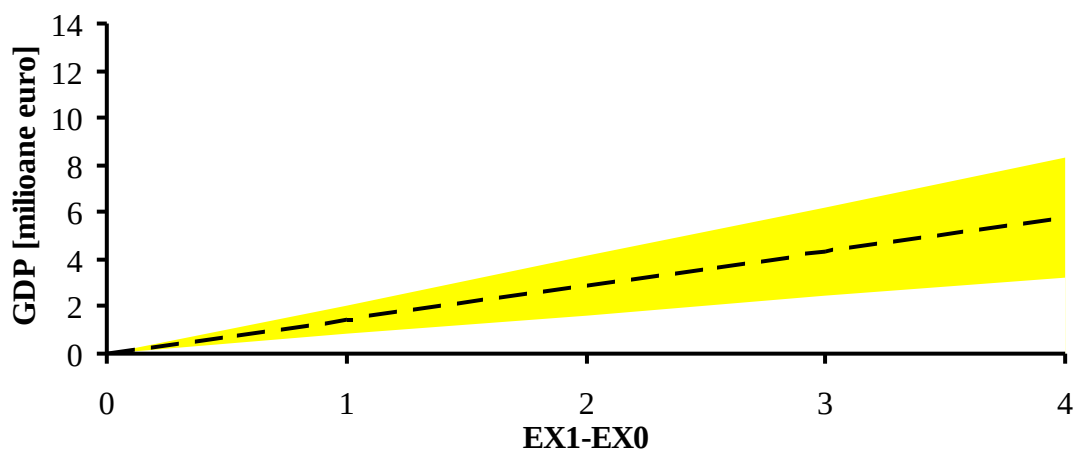


Figura 2.10 Aria influenței creșterii EX asupra GDP, în Italia, conform modelului GDP_{IT2}

Sursa: construcție proprie

Ținând seama de limitele intervalului de încredere pentru probabilitatea de 95%, conform modelului GDP_{IT2} , modificarea cu o unitate a valorii EX conduce la modificarea PIB cu o

valoare cuprinsă între 0,811 și 2,076 mii euro. Efectul creșterii valorii EX cu una până la patru unități asupra PIB, conform modelului, este prezentat grafic în **figura 2.10**.

Comparând influența EX asupra PIB în Spania (**figura 2.10**) cu influența EX asupra PIB în Italia (**figura 2.10**), rezultă că modificarea cu aceeași valoare a EX în cele două țări produce în Spania o creștere mai mare a PIB decât în Italia. Rezultă că, în Spania, evoluția PIB are o sensibilitate mai mare la modificarea factorului EX decât în Italia.

2.4.5. Modelul sud-est european

Pentru studiul impactului culturilor naționale asupra PIB și a factorilor cu care acesta este corelat, în cazul modelului sud-est european au fost alese țările Bulgaria, România și Ungaria. Pentru analiza evoluției PIB per capita pentru cele trei țări, într-o primă fază a fost analizată existența unor deosebiri semnificative între cele trei serii de date. În acest sens, utilizând ANOVA Single Factor, a fost testată ipoteza nulă conform căreia între cele trei serii de date nu sunt deosebiri semnificative.

Rezultatele obținute în urma aplicării și prezentate în tabelul 2.27 evidențiază faptul că, pe perioada analizată PIB per capita mediu în Bulgaria a fost 4272,727 euro per capita, în România a fost 5400,0 euro per capita cu 26,38% mai mare decât în Bulgaria, iar în Ungaria PIB per capita mediu a fost 9418,182 euro per capita, cu 74,41% mai mare decât în România, respectiv de 2,2 ori mai mare decât în Bulgaria.

Această deosebire semnificativă între nivelurile medii ale PIB per capita mediu între cele trei țări este subliniată și de rezultatele aplicării testului Fisher. Din statistica testului $F = 46,73166 > F_{0,05;2;30} = 3,31583$, rezultă că se respinge ipoteza nulă și se acceptă ipoteza alternativă (între cele trei serii de date există diferențe semnificative). La aceeași concluzie conduce și faptul că $P_value = 6.08E-10 < \alpha = 0,05$.

Tabelul 2.27 Rezultatele aplicării Anova: Single Factor, asupra seriilor de date ale PIB per capita în Bulgaria, România și Ungaria

SUMMARY						
Groups	Count	Sum	Average	Variance		
Bulgaria	11	47000	4272,727	1418182		
Romania	11	59400	5400,000	2790000		
Ungaria	11	103600	9418,182	957636		
ANOVA						
Source of Variation	SS	df	MS	F	P-value	F crit
Between Groups	1.61E+08	2	80469091	46.73166	6.08E-10	3.31583
Within Groups	51658182	30	1721939			
Total	2.13E+08	32				

Sursa: calcule proprii ale autorului

În continuare a fost testată existența sau inexistența unor diferențe semnificative între evoluțiile PIB per capita din perioada 2003 – 2013, în Bulgaria și România. Plecând de la aceleași ipoteze și aplicând ANOVA Single Factor s-au obținut datele prezentate în **tabelul 2.28**. În acest caz, ținând seama de faptul că statistica testului $F = 3,321668 < F_{0,05;1;20} = 4,351243$ rezultă că se acceptă ipoteza nulă: între evoluțiile PIB per capita din Bulgaria și România, în perioada 2003 – 2013 nu există deosebiri semnificative. De asemenea, concluzia aplicării testului este întărită și de faptul că $P_value = 0,08336 > \alpha = 0,05$.

Tabelul 2.28. Rezultatele aplicării Anova: Single Factor, asupra seriilor de date ale PIB per capita în Bulgaria și România

SUMMARY						
<i>Groups</i>	<i>Count</i>	<i>Sum</i>	<i>Average</i>	<i>Variance</i>		
Bulgaria	11	47000	4272.727	1418182		
Romania	11	59400	5400	2790000		
ANOVA						
<i>Source of Variation</i>	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>P-value</i>	<i>F crit</i>
Between Groups	6989091	1	6989091	3.321668	0.08336	4.351243
Within Groups	42081818	20	2104091			
Total	49070909	21				

Sursa: calcule proprii ale autorului

Evoluțiile în timp ale PIB per capita în Bulgaria, România și Ungaria, în perioada analizată sunt reprezentate grafic în **Graficul 2.25**. Efectele crizei economice asupra PIB per capita sunt și în acest caz evidente și relativ asemănătoare. În perioada anterioară crizei economice, PIB per capita în cele trei țări au avut evoluții ascendente liniare. Pentru Bulgaria, trendul PIB per capita este dat de modelul:

$$GDPH_B(t) = 1733,3 + 485,7 \cdot t, \quad t_{2003}=1, \quad R^2 = 0,9707 \quad (2.34)$$

Modelul $GDPH_B(t)$ confirmă ipoteza de liniaritate $R^2=0,9707$ și evidențiază faptul că sporul mediu anual al perioadei premergătoare crizei economice a fost de 485,7 euro per capita anual. Această valoare a determinat creșterea PIB per capita al Bulgariei de la 2400 euro la 4800 euro în 2008. În perioada 2003 – 2008 PIB per capita al Bulgariei s-a dublat. Pentru Ungaria, evoluția PIB per capita în perioada 2003 – 2008 este descrisă prin modelul:

$$GDPH_U(t) = 6820 + 637,1 \cdot t, \quad t_{2003}=1, \quad R^2 = 0,9738 \quad (2.35)$$

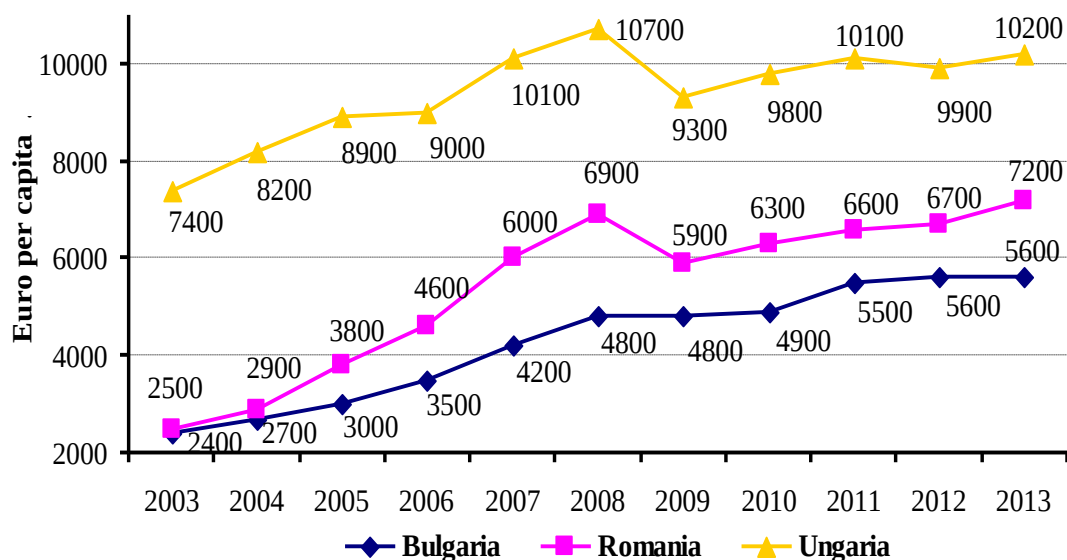
Modelul $GDPH_U(t)$ oferă de asemenea o foarte bună descriere a evoluției PIB per capita $R^2=0,9738$. Sporul anual al PIB per capita al Ungariei pentru perioada 2003 – 2008 a fost de

637,1 euro per capita, cu 31,17% mai mare decât în Bulgaria. Aceasta a permis creșterea PIB per capita de la 7400 euro per capita în 2003, la 10700 euro per capita, ceea ce reprezintă o creștere de 44,59%.

În România, evoluția PIB per capita în perioada premergătoare crizei economice este descrisă de modelul:

$$GDPH_R(t) = 1240 + 917,1 \cdot t, \quad t_{2003} = 1, \quad R^2 = 0,9778 \quad (2.36)$$

Modelul liniar de creștere dat de relația 2.36 constituie și în cazul României o descriere bună a evoluției PIB per capita. Conform acestuia, sporul anual mediu al PIB per capita în România, în perioada 2003 – 2008 a fost de 917,1 euro per capita, ceea ce a determinat creșterea PIB per capita de la 2500 euro per capita, în 2003, la 6900 euro per capita în 2008. Practic, în perioada 2003 – 2008, în România, PIB per capita a crescut de 2,76 ori reducând diferența față de PIB per capita al Ungariei de la 4900 euro în 2003, la 3800 euro.



Graficul 2.25 Evoluția PIB per capita în Bulgaria, România și Ungaria în perioada 2003 – 2013
Sursa: construcție proprie

Criza economică a avut efecte diferite asupra PIB per capita din cele trei țări. Astfel, dacă în Ungaria PIB per capita a scăzut în 2009 față de 2008 cu 1400 euro (o reducere cu 13,08%), iar în România declinul PIB per capita a fost de 1000 euro (o reducere cu 14,49%), în Bulgaria PIB per capita în 2009 s-a menținut constant la 4800 euro per capita.

Începând cu 2010, în toate cele trei țări se constată un proces de revenire a PIB per capita, mai accentuat în 2011. Astfel, în perioada 2009-2013, sporul anual mediu al PIB per capita a fost de 190 de euro în Ungaria, 230 euro în Bulgaria și 300 euro în România.

În comparație cu Bulgaria și Ungaria, atât în perioada premergătoare crizei economice, cât și după 2009, în România s-au înregistrat sporuri anuale medii ale PIB per capita superioare. Aceste evoluții au determinat, pe de o parte, reducerea decalajului față de PIB per capita al

Ungariei de la 4900 de euro în 2003 la 3000 de euro în 2013, iar pe de altă parte o depărtare față de Bulgaria, unde în 2013 PIB per capita era de numai 5600 euro per capita, reprezentând 77,78% din PIB per capita al României și respectiv 54,90% din PIB per capita al Ungariei. Pentru a evidenția intensitatea legăturilor dintre PIB și variabilele analizate în cazul celor trei țări ale modelului sud-est european au fost determinați, de asemenea, coeficienții de corelație liniară simplă. Valorile acestora sunt prezentate în tabelul 2.29.

Tabelul 2.29 Valorile coeficienților de corelație dintre GDP și variabilele factoriale în cazul modelului anglo-saxon

		RP	GF	WH	EX	IM	FC	CE	FE
Bulgaria	Pearson Correlation	.897	.801	.948	.960	.941	.993	.982	-.592
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.055
România	Pearson Correlation	.513	.888	.985	.892	.966	.939	.957	-.606
	Sig. (2-tailed)	.106	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.040
Ungaria	Pearson Correlation	.603	.595	.931	.810	.974	.987	.985	-.542
	Sig. (2-tailed)	.050	.054	.000	.000	.000	.000	.000	.085

Sursa: calcule proprii ale autorului

Valorile coeficienților de corelație dintre PIB și variabilele analizate prezentate în tabelul 2.29 evidențiază, în cele trei țări, legături puternice directe între PIB și WH, EX, IM, FC și respectiv CE. În Bulgaria și România există legături directe semnificative între PIB și GF.

De asemenea, în Bulgaria există o legătură directă semnificativă între PIB și RP ($r = 0,897$), iar în România există o legătură inversă de intensitate medie între PIB și FE ($r = -0,606$). Pentru toți acești factori, coeficienții de corelație sunt semnificativi statistic ($\text{Sig.}(2\text{-tailed}) < \alpha = 0,05$).

Pentru coeficienții de corelație dintre PIB și FE în Bulgaria, PIB și RP, în România și respectiv PIB și RP, GF și FE în Ungaria se acceptă ipoteza nulă. În consecință aceștia nu sunt semnificativi statistic (nu diferă semnificativ de zero), valorile lor neputând fi luate în considerare.

Comparând valorile și semnificația statistică a corelațiilor dintre PIB și variabilele considerate, rezultă că Bulgaria și România evoluțiile sunt tendițele de condiție sunt asemănătoare cu modelul continental (**tabelul 2.16**) și cel scandinav (**tabelul 2.7**), diferind semnificativ de modelul anglo-saxon (**tabelul 2.12**) și de cel mediteranean (**tabelul 2.23**).

Ținând seama de valorile coeficienților de corelație, pentru a descrie legăturile funcționale existente în Bulgaria între PIB și factorii considerați a fost ales modelul:

$$GDP_B = a_0 + a_1 \cdot RP + a_2 \cdot GF + a_3 \cdot WH + \varepsilon \quad (2.37)$$

Modelul GDP_{B1} (relația 2.37) descrie legătura funcțională dintre PIB și variabilele funcționale RP, GF și WH. Principalele caracteristici ale acestuia sunt prezentate în **tabelul 2.30**. Ținând seama că $F = 298,174$, căreia îi corespunde valoarea $Sig.F = 0,000 < \alpha = 0,05$ rezultă că modelul este statistic valid. Calitatea bună a modelului GDP_B este evidențiată de valoarea raportului de corelație ($R = 0,996$) și a coeficientului de determinație ($R^2 = 992$).

Testarea semnificației statistice a parametrilor modelului GDP_{B1} conduce la concluzia că pentru toți cei patru coeficienți (a_0 , a_1 , a_2 și a_3) se respinge ipoteza nulă și se acceptă ipoteza alternativă: valorile coeficienților diferă semnificativ de zero.

Ținând seama de aceasta, valorile parametrilor celor trei factori descriu impactul modificării PIB ca rezultat al modificării cu o unitate a valorii fiecăruia dintre ei, $a_1 = 19528,578$ fiind intensitatea impactului factorului RP, $a_2 = 1,153$ cea a factorului GF, iar $a_3 = 12970,774$ este impactul factorului WH.

Tabelul 2.30 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_B

R	R2	R2 ajustat	Eroarea standard	F	Sig.F	
0,996	0,992	0,989	869,9669	298,174	0,000	
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a0 (const.)	-44628,0	3832,937	-11,643	0,000	-53691,472	-53564,603
RP	19528,578	7189,377	2,716	0,030	2528,442	36528,715
GF	1,153	0,140	8,222	0,000	0,821	1,484
WH	12970,774	1585,705	8,180	0,000	9221,187	16720,362

Variabila dependentă: GDP_B

Sursa: calcule proprii ale autorului

Ținând seama de datele prezentate în tabelul 2.30, pentru o probabilitate de 95%, rezultă că modificarea cu o unitate a valorii RP determină modificarea în același sens a GDP_B cu o valoare cuprinsă între 2528,442 și 36528,715 mii euro, modificarea cu o unitate a valorii GF determină modificarea în același sens a GDP_B cu o valoare cuprinsă între 0,821 și 1,484 mii euro (**Graficul 2.11**), iar modificarea cu o unitate a valorii WH determină modificarea în același sens a GDP_B cu o valoare cuprinsă între 9221,187 și 16720,362 mii euro.

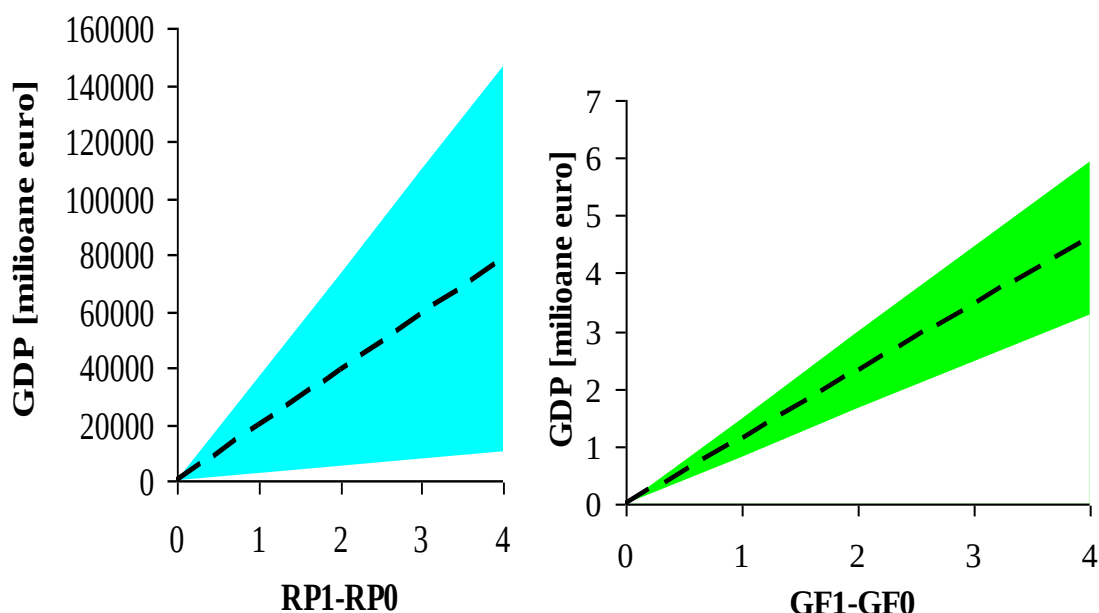


Figura 2.11 Ariile influenței creșterii RP și GF asupra PIB, în Bulgaria, conform modelului GDP_B .
Sursa: construcție proprie

Pentru analiza dependenței funcționale existentă în cazul României, dintre PIB și variabilele factoriale cu valori semnificative statistic pentru coeficienții de corelație au fost selectate două modele de regresie liniară unifactorială. Acestea sunt:

$$GDP_R = a_0 + a_1 \cdot GF + a_2 \cdot EX + a_3 \cdot WH + \varepsilon \quad (2.38)$$

Principalele caracteristici ale modelului GDP_{R1} (relația 2.38) sunt prezentate în tabelul 2.31. Ținând seama de valorile $F=361,697$ și $Sig.F=0,033$ modelul poate fi considerat valid (este semnificativ statistic). Calitatea modelului este evidențiată de coeficientul de corelație (R) și coeficientului de determinație (R^2) care au valori foarte apropiate de 1, semnificând o foarte bună descriere a relației funcționale dintre PIB și cele trei variabile factoriale.

Tabelul 2.31 Caracteristicile și indicatorii de performanță ai modelului GDP_R

R	R2	R2 ajustat	Eroarea standard	F		Sig.F
0,997	0,994	0,991	3114,2835	361,697		0,000
Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
					Inferioară	Superioară
a0 (const.)	-101884	21245,668	-4,796	0,002	-152121,680	-51645,859
GF	0,651	0,161	4,035	0,005	0,270	1,033
EX	0,719	0,170	4,223	0,004	0,316	1,121
WH	32764,754	5885,757	5,564	0,001	18829,181	46664,327

Variabila dependentă: GDP_R

Sursa: calcule proprii

Pentru modelul GDP_R testarea semnificației statistice a parametrilor modelului conduce la concluzia că pentru toți cei patru coeficienți (a_0 , a_1 , a_2 și a_3) se respinge ipoteza nulă și se acceptă ipoteza alternativă: valorile coeficienților diferă semnificativ de zero.

Rezultă că, pentru o probabilitate de 95%, modificarea cu o unitate a valorii GF determină modificarea în același sens a GDP_R cu o valoare cuprinsă între 0,270 și 1,033 mii euro, modificarea cu o unitate a valorii EX determină modificarea în același sens a GDP_R cu o valoare cuprinsă între 0,316 și 1,121 mii euro (**figura 2.12**), iar modificarea cu o unitate a valorii WH determină modificarea în același sens a GDP_R cu o valoare cuprinsă între 18829,181 și 46664,327 mii euro.

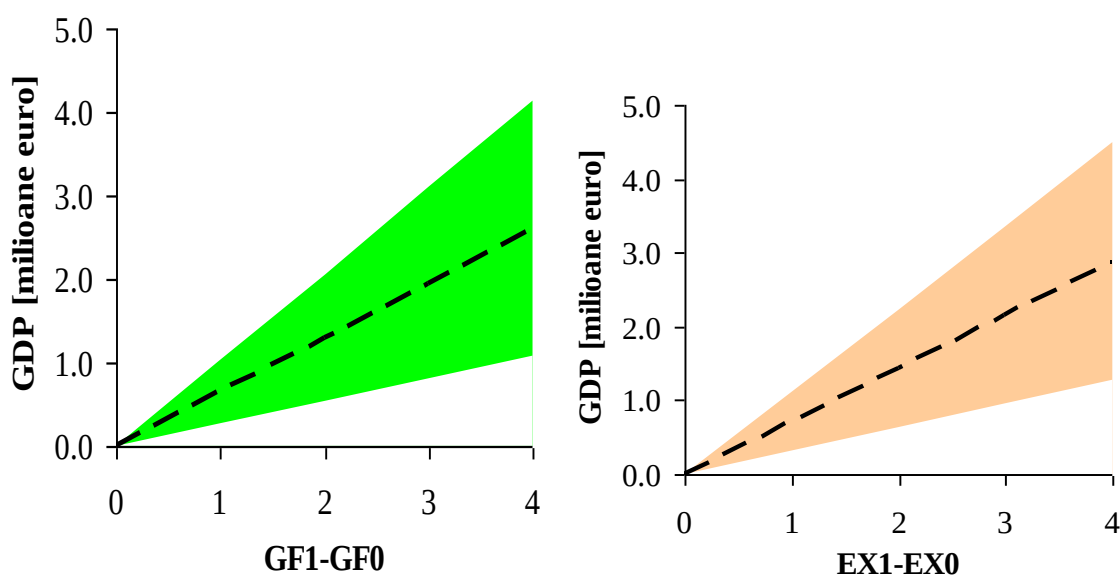


Figura 2.12 Ariile influenței creșterii GF și EX asupra PIB, în România, conform modelului GDP_R .
Sursa: construcție proprie

În cazul Ungariei, ținând seama de valorile coeficienților de corelație corespunzători variabilelor factoriale ale PIB, în urma testărilor au fost identificate două modele liniare unifactoriale:

$$GDP_{U1} = a_0 + a_1 \cdot EX + \varepsilon \quad (2.39)$$

$$GDP_{U2} = a_0 + a_1 \cdot WH + \varepsilon \quad (2.40)$$

Modelul DGP_{U1} (relația 2.39) exprimă dependența funcțională existentă în Ungaria între PIB și variabila factorială EX, iar modelul DGP_{U2} (relația 2.39) exprimă dependența funcțională între PIB și WH. Ținând seama de valorile statisticii F și valorile Sig.F (tabelul 2.32) corespunzătoare acestora, ambele modele sunt statistic valide. De asemenea, valorile raportului de corelație (F) și ale coeficienților de determinație (R^2) conduc la concluzia că modelele oferă o

bună reprezentare a legăturii funcționale dintre evoluția PIB în Ungaria în perioada 2003 – 2013 și variabilele factoriale EX și respectiv WH.

Tabelul 2.32. Indicatorii calitativi ai modelelor GDP_{U1} și GDP_{U2}.

Model	R	R ²	R ² ajustat	Eroarea standard de estimare	F	Sig.F
GDP _{U1}	0,943	0,839	0,877	3236,0764	72,235	0,000
GDP _{U2}	0,913	0,834	0,816	3961.5194	45,207	0,000

Variabila dependentă: PIB

Sursa: calcule proprii

Atât pentru modelul GDP_{U1} cât și pentru modelul GDP_{U2} valorile tuturor parametrilor sunt semnificative statistic. Astfel, pentru modelul GDP_{U1} parametrul $a_0 = 55956,710$ și poate lua valori în intervalul $[45494,049; 66419,370]$. Valoarea parametrul $a_1 = 0,513$, (coeficientul lui EX), evidențiază impactul modificării valorii lui EX asupra PIB, astfel încât modificarea cu o unitate a valorii EX va determina, conform modelului GDP_{U1}, modificarea PIB cu o valoare cuprinsă între 0,389 și 0,672 mii euro.

Pentru modelul GDP_{U2} parametrul $a_0 = -84985,6$ și poate lua valori în intervalul $[-145393,732; -24577,559]$, Conform acestui model, modificarea cu o unitate a valorii WP va determina modificarea PIB, cu o valoare cuprinsă între 10919,196 și 21992,155 mii euro.

Tabelul 2.33 Caracteristicile parametrilor modelelor GDP_{U1} și GDP_{U2}

Model	Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
						Inferioară	Superioară
GDP _{U1}	a ₀ (const.)	55956,710	4625,083	12,099	0,000	45494,049	66419,370
	EX	0,513	0,622	8,499	0,000	0,389	0,672
GDP _{U2}	a ₀ (const.)	-84985,6	26703,767	-3,183	0,011	-145393,732	-24577,559
	WH	16455,676	2447,435	6,724	0,000	10919,196	21992,155

Variabila dependentă: GDP_{U1}

Sursa: calcule proprii

Având în vedere că seriile de date ale PIB per capita în Bulgaria și România, pentru o probabilitate de 95%, nu diferă semnificativ, concluzie dedusă mai sus pe baza datelor din **figura 2.13**, pentru a evidenția influența WH asupra PIB per capita în Bulgaria și România au fost construite modelele:

$$GDPH_B(WH) = a_0 + a_1 \cdot WH + \varepsilon \quad (2.41)$$

$$GDPH_R(WH) = a_0 + a_1 \cdot WH + \varepsilon \quad (2.42)$$

Model $GDPH_B(WH)$, (relația 2.41) descrie legătura funcțională existentă în economia Bulgariei, între PIB per capita și WH, iar modelul $GDPH_R(WH)$, (relația 2.41) descrie același tip de legătură dintre cele două variabile, în cazul României. Ținând seama de valorile statisticii F și valorile Sig.F (**tabelul 2.34**) corespunzătoare acestora, ambele mode sunt statistic valide

Tabelul 2.34 . Indicatorii calitativi ai modelelor GDP_{U1} și GDP_{U2} .

Model	R	R^2	R^2 ajustat	Eroarea standard de estimare	F	Sig.F
$GDPH_B(WH)$	0,958	0,917	0,908	360,8181	99,932	0,000
$GDPH_R(WH)$	0,983	0,966	0,962	324,4595	256,023	0,000

Variabilă dependentă: PIB
Sursa: calcule proprii

În ceea ce privește calitatea ajustării, ținând seama de valorile raportului de corelație ($R=0,958$) pentru modelul $GDPH_B(WH)$ și $R=0,966$ pentru modelul $GDPH_R(WH)$), și ale coeficientului de determinație ($R^2=0,917$, pentru modelul $GDPH_B(WH)$ și $R^2=0,966$, pentru modelul $GDPH_R(WH)$), pentru o probabilitate de 95% ambele modele oferă o foarte bună descriere a relației funcționale dintre PIB per capita și WH în cele două țări.

Tabelul 2.35 Caracteristicile parametrilor modelelor GDP_{U1} și GDP_{U2}

Model	Variabile	Coeficienți	Eroarea standard	t	Sig.t	Limitele intervalului de încredere (95%)	
						Inferioară	Superioară
$GDPH_B(WH)$	a_0 (const.)	-9201,626	1352,377	-6,805	0,000	-12260,688	-6142,564
	WH	3113,812	311,489	9,997	0,000	2409,186	3818,456
$GDPH_R(WH)$	a_0 (const.)	-10333,4	988,146	-10,457	0,000	-12568	-8098,016
	WH	3101,557	193,893	16,001	0,000	2663,064	3540,051

Sursa: calcule proprii

Rezultatele aplicării testului Student (t) privind semnificația statistică a valorilor parametrilor a_0 și a_1 conduc, atât în cazul modelului $GDPH_B(WH)$, cât și al modelului $GDPH_R(WH)$, la respingerea ipotezei nule și acceptarea ipotezei alternative, coeficienții a_0 și a_1 din ambele modele, fiind semnificativi statistic.

Ținând seama de limitele intervalului de încredere (**tabelul 2.35**), rezultă că, pentru o probabilitate de 95%, modificarea cu o unitate a valorii WH va determina modificarea în același sens a $GDPH_B(WH)$, cu o valoare cuprinsă între 2409,186 și 3818,456 mii euro, iar a $GDPH_R(WH)$ cu o valoare cuprinsă între 2663,064 și 3540,051 mii euro (**figura 2.13**).

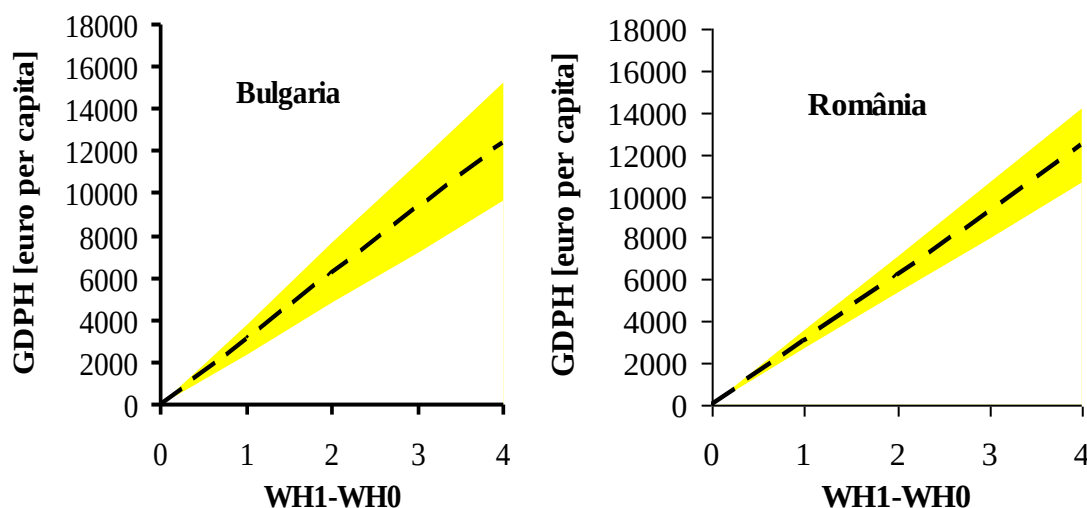


Figura 2.13 Ariile influenței creșterii WH asupra PIB per capita, în Bulgaria și România, conform modelelor $GDPH_B(WH)$ și $GDPH_R(WH)$.
Sursa: construcție proprie

După cum rezultă din **figura 2.13**, precum și din **tabelul 2.35**, în Bulgaria, WP are un impact mai mare decât în România. Pentru Bulgaria, coeficientul factorului WH, în modelul $GDPH_B(WH)$ este $a_1 = 3113,812$, iar pentru România, în modelul $GDPH_R(WH)$ este $a_1 = 3101,557$. Diferența este însă de numai 0,39% fapt care întărește concluziile formulate mai sus privind inexistența unor diferențe semnificative privind impactul majorității factorilor care influențează PIB și implicit PIB per capita în cele două țări.

2.5. Aspecte ale evoluției distribuției valorilor PIB per capita în cazul modelelor economice considerate

În perioada 2003 – 2013 evoluțiile PIB și PIB per capita din cele unsprezece (11) țări au influențat și caracteristicile distribuției valorilor PIB per capita la nivelul fiecărui an. Pentru a evidenția mutațiile care au avut loc în valorile parametrilor acestor distribuții au fost alese seriile de date corespunzătoare la patru ani: anul 2003, primul an al perioadei analizate; anul 2008, ultimul an al perioadei de creștere economică, anul 2009; anul impactului declanșării crizei economice și anul 2013, ultimul an al perioadei analizate.

Au fost testate două ipoteze privind:

- normalitatea distribuției valorilor PIB per capita din cele 11 țări analizate, pe principalii ani ai perioadei 2003 – 2013;
- existența unor diferențe semnificative între seriile de date ale PIB per capita, grupate pe principalii ani ai perioadei 2003 – 2013.

Pentru testarea ipotezei privind normalitatea distribuției PIB per capita din cele 11 țări, pe principalii ani ai perioadei 2003 – 2013, a fost utilizat testul Jarque-Bera (JB). Ipoteza nulă (H_0)

este: seriile de date urmează o distribuție normală. Principalele caracteristici ale distribuției PIB per capita în anii menționați sunt prezentate în tabelul 2.35.

Având în vedere că pentru toate cele patru serii de date (corespunzătoare anilor 2003, 2008, 2009 și 2013) din analiza valorilor $JB < \chi^2_{0,05;2} = 5,99$, precum și a valorii *Prob* rezultă că se acceptă ipoteza nulă: valorile PIB per capita din anii considerați sunt normal distribuite. Din analiza celorlalte caracteristici rezultă că valorile medii ale seriilor de date au evoluat de la 21418 euro per capita, în 2003, la 26418 euro per capita, în 2013, ceea ce reprezintă o creștere de 5000 euro per capita. Criza economică a avut un impact semnificativ asupra mediei valorilor PIB per capita, în anul 2009, aceasta fiind cu 2082 euro mai mică decât în anul 2008.

Tabelul 2.35 Caracteristici ale distribuției valorilor PIB per capita din țările analizate, în anii 2003, 2008, 2009 și 2013

	Media	Maxim	Minim	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	JB	Prob.	Acc.H.
2003	21418	36200	2400	12021	-0,637	1,949	1,250	0,535	H0
2008	25772	41600	4800	12766	-0,596	1,963	1,144	0,564	H0
2009	23690	37000	4800	11620	-0,701	1,957	1,402	0,496	H0
2013	26418	45500	5600	13477	-0,422	1,879	0,903	0,636	H0

Sursa: calcule proprii ale autorului

În ceea ce privește valorile extreme, în toți cei patru ani valoarea minimă corespunde PIB per capita al Bulgariei. Deși PIB per capita în Bulgaria, în perioada 2003 – 2013 în valori relative a crescut de 2,33 ori, în valori absolute creșterea a fost de numai 3200 euro, inferioară creșterii mediei distribuțiilor.

Valorile maxime ale distribuțiilor valorilor PIB per capita din cei patru ani au evoluat de la 36200 eurp per capita, înregistrată în 2003, în Irlanda, la 45500 euro per capita, valoare înregistrată în 2013, în Suedia, creșterea fiind de 9300 de euro, aproape dublu față de creșterea înregistrată de media distribuțiilor. În același timp, exceptând anul 2009, a crescut abaterea medie pătratică (Std. Dev) de la 12.021 euro, în 2003, la 13.477 euro în 2013 (o creștere relativă cu 12,11%).

Ținând seama, pe de o parte de faptul că în perioada analizată s-a mărit diferența dintre valorile minime și maxime de la 33800 euro în 2003, la 39900 euro, iar pe de altă parte de creșterea împrăstierii valorilor PIB per capita (fapt evidențiat de creșterea abaterii medii pătratice), se poate concluziona că în perioada 2003 – 2013, deși valorile GDPH au crescut, între țările analizate se manifestă un proces de divergență.

Pentru testarea celei de a doua ipoteze existența unor diferențe semnificative între seriile de date ale PIB per capita, grupate pe principali ani ai perioadei 2003 – 2013 a fost utilizată metodologia ANOVA Single Factor, factorul de grupare fiind anul înregistrării valorilor PIB per capita. Rezultatele obținute sunt prezentate în tabelul 2.36.

Tabelul 2.36 Rezultatele aplicării Anova: Single Factor, asupra seriilor de date ale PIB per capita în Bulgaria și România

SUMMARY						
<i>Groups</i>	<i>Count</i>	<i>Sum</i>	<i>Average</i>	<i>Variance</i>		
2003	11	235600	21418	1.45E+08		
2008	11	283500	25772	1.63E+08		
2009	11	260600	23690	1.35E+08		
2013	11	290600	26418	1.82E+08		
ANOVA						
<i>Source of Variation</i>	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>P-value</i>	<i>F crit</i>
Between Groups	1.69E+08	3	56206288	0.360203	0.782041	2.838745
Within Groups	6.24E+09	40	1.56E+08			
Total	6.41E+09	43				

Sursa: calcule proprii ale autorului

În tabelul 2.36 mediile grupelor factorului de grupare coincid cu mediile distribuțiilor PIB per capita din anii respectivi (tabelul 28). Dispersiile corectate (MS) obținute ca raport între variațiile (SS) dintre grupe, respectiv din interiorul grupelor împărțite la numărul gradelor de libertate (*df*), au valorile 56206288 în cazul dispersie corectate factoriale (Between Groups) și respectiv 1,56E+08 (Within Grups). Raportul acestora determină valoarea statisticii testului care este $F = 0,360203$.

Ținând seama de faptul că statistica testului $F = 0,360203 < F_{0,05,3,40} = 2,838745$ rezultă că se acceptă ipoteza nulă: între evoluțiile seriile de date ale PIB per capita grupate pe cei patru ani semnificativi ai perioadei 2003 – 2013 nu există deosebiri semnificative. De asemenea, această concluzie este întărită și de faptul că $P_value = 0,782041 > \alpha = 0,05$.

Referitor la cele două ipoteze formulate mai sus și ținând seama de rezultatele obținute rezultă că, în cazul primei ipoteze, valorile PIB per capita grupate pe principalii ani ai perioadei 2003 – 2013 au distribuții normale, evoluțiile parametrilor acestora evidențiind existența unui proces divergent al valorilor PIB per capita al celor 11 țări analizate.

În cazul celei de a doua ipoteze rezultă că nu există deosebiri semnificative între valorile PIB per capita grupate pe ani, în cele 11 țări analizate. Cu alte cuvinte criza economică și evoluțiile economice din fiecare țară nu au produs modificări semnificative ale PIB per capita la nivelul anilor perioadei analizate.

CAPITOLUL III

EVOLUȚIA STRUCTURILOR ECONOMICE ROMÂNEȘTI DIN PERSPECTIVA MODELULUI ECONOMIC NAȚIONAL

3.1. De la economia socialistă la tranziția la economia de piață în România

Tranziția la economia de piață în România a reprezentat un proces cu ample reverberații și transformări în ansamblul societății. Trecerea de la sistemul economiei centralizate la principiile economiei de piață a presupus adaptarea la noi condiții de producție și reșezarea întregului sistem economic național. Astfel după cum constată Marinescu, (2007), în ciuda simplității principiilor pe care se întemeiază economia de piață, în majoritatea țărilor din Europa Centrală și de Est au existat puternice divergențe cu privire la tehnologia optimă a programului de transformare instituțională și de reformă economică. (Marinescu, 2007).

Evoluția structurilor economiei naționale sunt expresia transformărilor masive pe care societatea românească le-a experimentat de-a lungul timpului. Trecerea de la economia centralizată la economia de piață a constituit un moment determinant în reorientarea și reșezarea, atât a structurilor de producție și a sistemului economic în general, cât și a societății în ansamblul ei. Realizarea exigențelor economiei de piață în România a impus un amplu proces de adaptare și restructurare a realităților economice la noile condiții de performanță și de funcționalitate a pieței.

Restucturarea economiei naționale în vederea transformării sale pe fundamentele economiei de piață a reprezentat un proces determinant în modelarea noilor structuri economice și definirea noilor tendințe economice.

Din această perspectivă, după cum argumentează și Marinescu, (2007), analiza economică trebuie să înceapă cu stabilirea obiectivului economic central al privatizării: refacerea dependenței structurii de producție (a producătorului) de structura preferințelor de consum (de consumator). (Marinescu, 2007).

Realizarea unei economii de piață funcționale și înalt competitive a presupus o lungă perioadă de transformări masive, de reșezare a întregului sistem economic și social la noile exigențe conceptuale și de reconstrucție atât a cadrului și paradigmelor economice, cât și a mecanismului de funcționare a întregii societăți naționale prin adoptarea noilor valori. În vederea analizei transformărilor care au marcat economia României în procesul de trecere de la sistemul

economiei centralizate la economia de piață, precum și a diverselor influențe care au modelat această evoluție, în analiza din acest capitol au utilizate ultimele serii de date disponibile pe website-ul Băncii Mondiale (WORLD BANK, 2015).

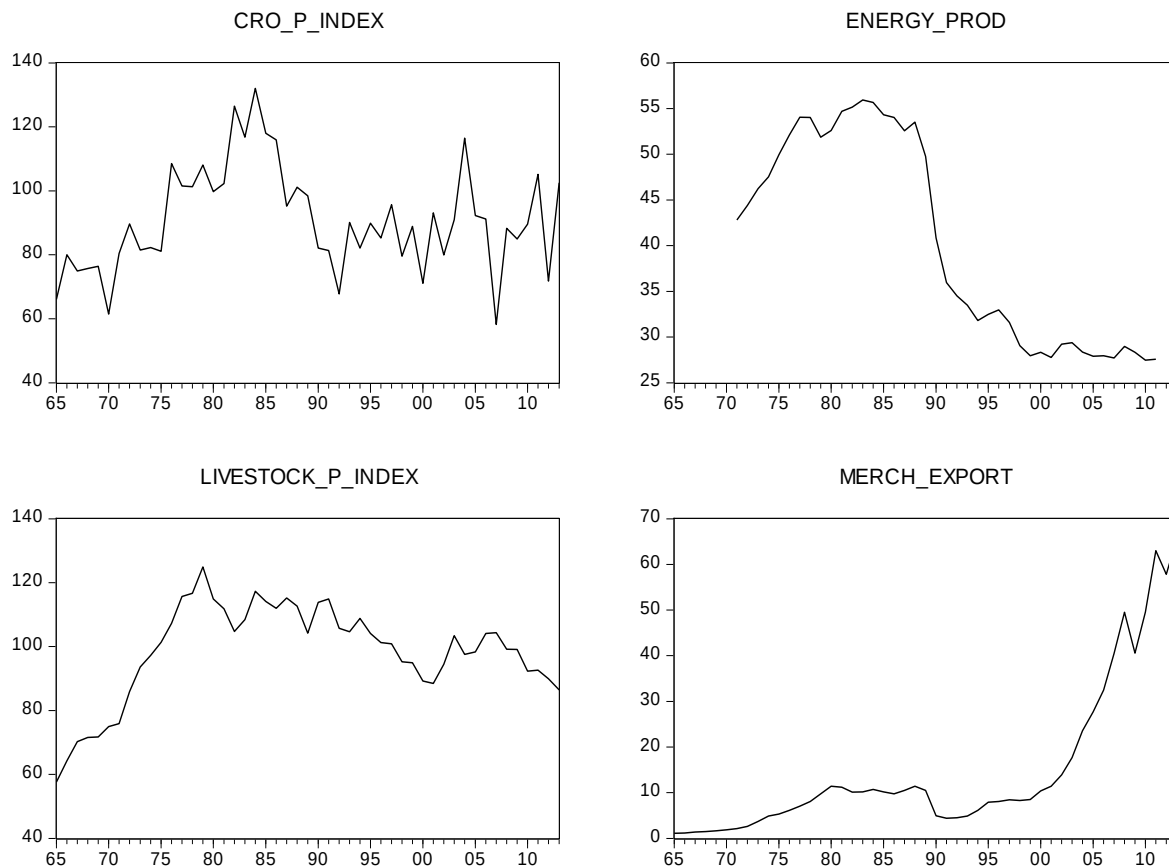
În **Tabelul 3.1** sunt prezentate variabilele economice selectate, seriile de date corespunzătoare, perioadele de timp pentru care acestea sunt disponibile și simbolul considerat pentru fiecare serie, în vederea realizării modelului de evoluție a structurilor economiei naționale, în perioada 1965-2013.

Tabelul 3.1. Variabilele economice utilizate în analiza evoluției economiei românești, 1965-2013

Simbol	Denumirea variabilei	Perioada de timp pentru care există date disponibile
AGRI_VA	Valoarea adăugată în agricultură (% din PIB)	1981 – 1982; 1990 – 2013
CRO_P_INDEX	Indicele producției agricole (2004-2006 = 100)	1965 – 2013
ENERGY_PROD	Producția de energie (mt petrol echivalent)	1971 – 2011
EXPORT	Exportul de bunuri și servicii (mild. USD, prețuri curente)	1990 – 2013
GDP	PIB (mild. USD, prețuri curente)	1987 – 2013
GROS_NAT_EXP	Cheltuieli brute (% din PIB)	1981 – 1982; 1990 – 2013
GROSS_K_FORM	Formarea brută de capital (% din PIB)	1981 – 1982; 1990 – 2013
IND_VA	Valoarea adăugată în industrie (% din PIB)	1981 – 1982; 1990 – 2013
L_FORCE	Forța de muncă, total	1990 – 2013
LABOR_PART	Rata de participare la forța de muncă, total (% din total populație în vârstă de 15-64) (modelat, estimare OIM*)	1990 – 2013
LIVESTOCK_P_INDEX	Indicele șeptelului (2004-2006 = 100)	1965 – 2013
MERCH_EXPORT	Exporturi de mărfuri (mild. USD, prețuri curente)	1965 – 2013
SALARY_WORK	Personal salariat, total (% din total populație ocupată)	1990 – 2013
SERVICES_VA	Valoarea adăugată în servicii, etc. (% din PIB)	1981 – 1982; 1990 – 2013
UNE	Șomaj, total (% din total forță de muncă) (estimare națională)	1990 – 2013

*) Organizația Internațională a Muncii (International Labor Organization – ILO)
Sursa: autorul pe baza The World Bank DataBank (2015)

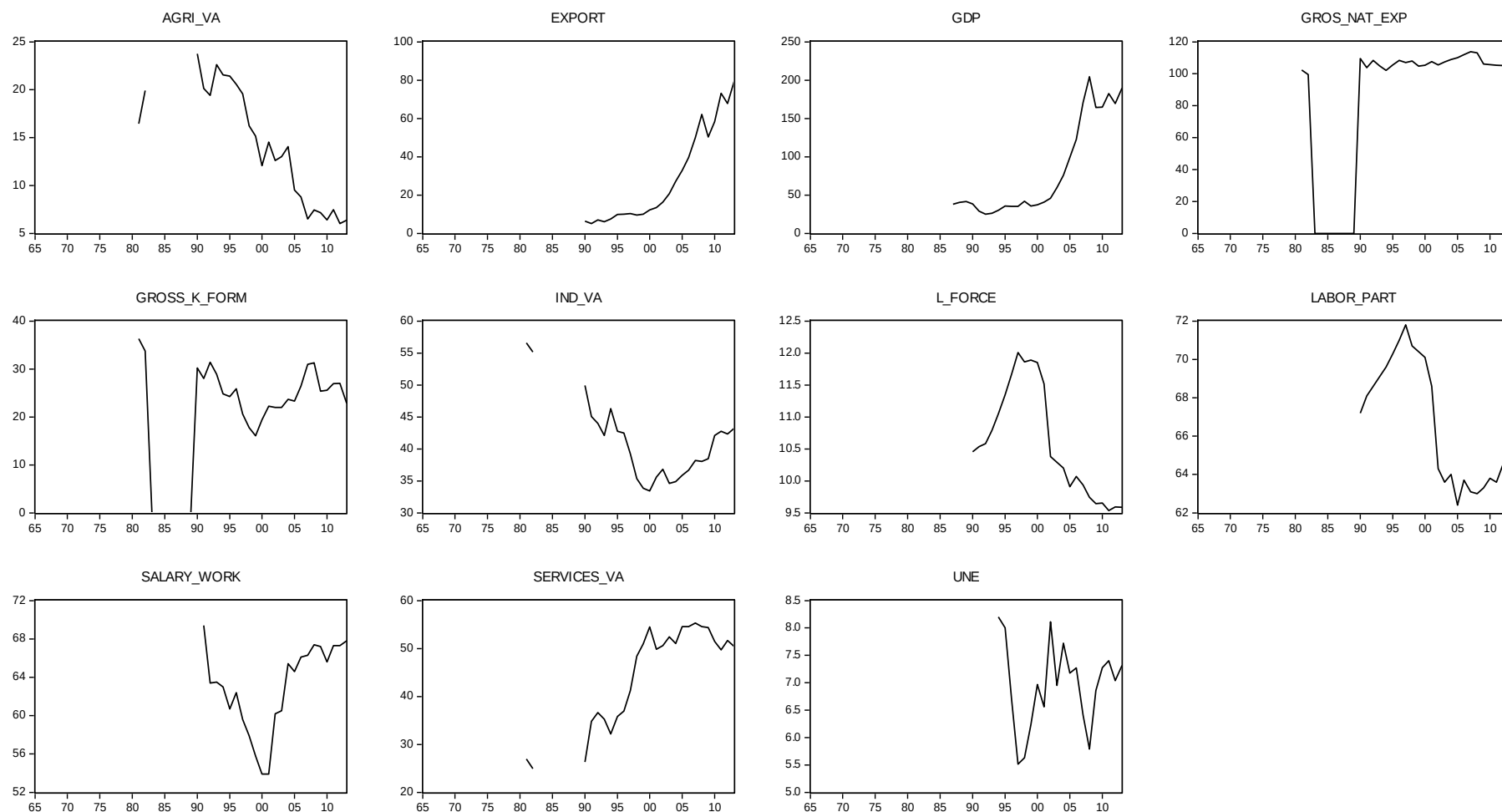
Seriile sunt reprezentate grafic în **Graficul 3.1** și, respectiv în **Graficul 3.2**, prin considerarea criteriului lungimii seriilor de date, în funcție de disponibilitatea acestora.



Graficul 3.1. Indicele producției agricole, Producția de energie, Indicele șeptelului și Exporturi de mărfuri
Sursa: prelucrări proprii ale autorului pe baza World Bank, 2015

Din analiza seriilor de date prezentate în **Graficul 3.1** se pot remarca anumite evoluții, astfel:

- indicele producției agricole a înregistrat un trend general ascendent, până în anul 1985, urmat până în prezent de o evoluție staționară de amplitudine variabilă;
- producția de energie a înregistrat creșteri importante până în anul 1976, o stabilizare până în 1990, urmată de o reducere abruptă până în 1995, continuată la o anvergură mai redusă, până în anul 2000 și de o relativă stabilizare în ultimii 12 ani ai perioadei analizate;
- indicele de creștere a șeptelului a înregistrat o evoluție susținută în perioada 1965 – 1978, urmată de un trend de tip „dinți de ferăstrău”, cu un minim în jurul anului 2000 și o reluare a creșterii, pe o pantă general descendentă;
- exportul de mărfuri a înregistrat un trend general ascendent, cu o perioadă de inflexiune în zona anilor 1990 – 1995 și un „rally” în perioada de după anul 2000.



Graficul 3.2. Evoluția unor variabile macroeconomice în cazul României
Sursa autorul pe baza World Bank, 2015

Din analiza seriilor de date prezentate în **Graficul 3.2**, se pot remarca anumite evoluții, astfel:

- produsul intern brut a înregistrat o evoluție constant ascendentă, cu deosebire după anul 2000, întreruptă de criza financiară din anul 2009; exporturile au prezentat un trend similar, cu valori diferite;
- formarea brută de capital și cheltuielile brute (ambele considerate ca procent din PIB) au înregistrat, pentru valorile prezentate pe grafice, evoluții similare, respectiv scăderi abrupte în perioada 1982-1984, creșteri fulminante în perioada 1989 – 1992, urmate de o relativă stabilizare;
- ponderea valorii adăugate brute din industrie a înregistrat un punct de inflexiune în anul 1990, urmată de reluarea creșterii după anul 2000;
- reducerea continuă a ponderii valorii adăugate din agricultură urmată de o anumită staționarizare a acesteia, în intervalul 6-9%, după anul 2005;
- corelativ, ponderea sectorului serviciilor a înregistrat o evoluție deosebită, de la mai puțin de 30% în anul 1990, la peste 50% în anul 2000, staționară, cu oscilații de mică amplitudine în proximitatea valorii de 55%;
- o creștere abruptă a forței de muncă până în anul 1997, urmată de un trend general descendent, ce pare încă în desfășurare;
- participarea forței de muncă la piața muncii a înregistrat evoluții similare celei a forței de muncă, cu precizarea că, după perioada de reducere abruptă și continuă dintre 1995 și 2005, se profilează un trend ușor ascendent;
- o reducere continuă a procentului forței de muncă salariate în perioada 1990 – 2000, urmată de un reviriment la cote aproape similare până în anul 2008 și o reluare a trendului ascendent cu rate mai reduse de creștere, începând cu 2009.

Indicatorii statistici principali pentru caracterizarea seriilor aferente variabilelor considerate sunt prezentate în **tabelul 3.2**.

Tabelul 3.2. Indicatorii statistici principali ai seriilor de date, în cazul României

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque- Bera	Probability	Sum	SumSq.Dev	Obs.
Agri_va	14.18	14.3	23.74	6.01	5.97	0.01	1.57	2.22	0.33	369	891	26
Crop_index	90.88	89.68	132.04	58.23	16.34	0.4	2.89	1.31	0.52	4,453	12,824	49
Energy_prod	40.27	35.97	55.93	27.47	11.29	0.16	1.27	5.3	0.07	1,651	5,102	41
Export	28.54	14.84	79.61	5.08	24.78	0.79	2.12	3.28	0.19	685.05	14,126	24
Gdp	80.71	41.45	204.34	25.09	62.82	0.86	2.01	4.41	0.11	2,179	102,6	27
Gros_nat_exp	106.59	105.88	113.89	99.45	3.5157	0.113	2.854	0.078	0.96	2771.46	309.01	26
Gross_k_form	25.652	25.469	36.299	16.078	4.86	0.166	2.658	0.247	0.884	666.95	591.02	26
Ind_va	40.99	40.66	56.59	33.44	6.1	1.02	3.59	4.85	0.09	1,065.80	930.74	26
L_force	10.59	10.42	12.01	9.54	0.86	0.39	1.73	2.24	0.33	254.09	16.81	24
Labor_part	66.65	65.95	71.8	62.4	3.21	0.17	1.37	2.78	0.25	1,600	237	24
livestock_p_index	98.53	101.25	124.93	57.63	15.12	-0.81	3.17	5.42	0.07	4,827.89	10,967	49
merch_export	14.98	9.72	65.84	1.1	17.01	1.77	4.97	33.47	-	734.2	13,895	49
salary_work	63.01	63.5	69.4	53.9	4.52	-0.67	2.43	2.02	0.36	1,449.20	448.74	23
Services_va	44.83	50.13	55.34	24.91	10.13	0.70)	2	3.2	0.2	1,165.60	2,563	26
Une	6.96	7	8.2	5.51	0.77	0.27)	2.38	0.55	0.76	139.12	11.38	20

Sursa: calcule proprii ale autorului pe baza World Bank, 2015

3.2. Modelele utilizate analiza evoluției structurilor economice naționale

O condiție esențială, rareori îndeplinită în practică pentru analiza econometrică a fenomenelor economice și sociale în general, ține de caracterul staționar al seriilor de date. Cel mai adesea, seriile au un caracter nestaționar, exemplul definitoriu în acest sens fiind cel al valorilor mobiliare; se spune că seria ce descrie prețul acestora urmează modelul mersului la întâmplare (*random walk model*), în care valoarea de astăzi este egală cu cea de ieri plus un șoc aleatoriu.

Cum staționaritatea strictă este restrictivă, se recurge la staționaritatea de ordinul m , prin transformarea adecvată a datelor. Aceste procedee au la bază teorema lui Wold, conform căreia orice proces staționar se poate descompune în două componente, după relația:

$$y_t = d_t + s_t, \quad (3.1)$$

unde:

- y_t este un proces staționar;
- d_t reprezintă componenta deterministă, de unde rezultă caracterul estimabil al acesteia;
- s_t este componenta aleatoare (stocastică), ce se reprezintă ca o medie mobilă de ordin infinit, definită pe baza formei:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} a_i \varepsilon_{t-i}, \quad (3.2)$$

unde ε_i sunt realizările unui zgomot alb.

Identificarea metodei adecvate de staționarizare a seriei de timp ține de natura trendului acesteia. Există două tipuri principale de serii nestaționare:

- a) procese nestaționare de tip stocastic – DS (*Difference Stationarity*), cu formele:
- procese de tip stocastic pur (*random walk*):

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \Delta y_t = (y_t - y_{t-1}) = \varepsilon_t \quad (3.3)$$

- procese de tip stocastic cu efecte fixe (*random walk with drift*), cărora le este caracteristică prezența unei constante:

$$y_t = \beta_1 + y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \Delta y_t = (y_t - y_{t-1}) = \beta_1 + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Aceste procese poartă denumirea de procese stochastice (DS) întrucât nestaționaritatea în y_t poate fi eliminată prin diferențele de ordinul I între termenii seriei.

- b) procese nestaționare de tip determinist – TS (*Trend Stationarity*), de forma:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow (y_t - y_{t-1}) = \Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

Cea de a doua categorie de serii nestaționare a beneficiat de o atenție importantă din partea specialiștilor, în sensul găsirii metodelor de transformare a seriilor inițiale în unele staționare.

În literatura de specialitate, acestea din urmă poartă denumirea de realizări ale unui proces stohastic staționar, exprimare echivalentă cu cea de serii staționare în covarianță, staționare de ordinul doi sau slab staționare. Însă, în literatura de specialitate se exprimă clar faptul că „în cele mai multe situații practice acest tip de staționaritate este suficient”.¹

Modelul mersului la întâmplare (*random walk*) este un caz particular al unei clase de procese stocastice cunoscute sub denumirea de procese integrate. La modul general, dacă o serie nestaționară trebuie să fie diferențiată de m ori pentru a deveni staționară, se spune despre aceasta că este integrată de ordin m , notat $I(m)$.

Corelativ, o serie staționară se mai numește integrată de ordin zero (echivalent cu faptul că nu necesită diferențiere în vederea staționarizării).

Pentru evaluarea caracterului staționar al proceselor descrise prin ecuațiile prezentate mai sus se poate utiliza testul (simplu) Dickey-Fuller. Acesta este însă valid numai dacă seria analizată reprezintă o realizare a unui proces autoregresiv de ordinul întâi, notat $AR(1)$.

În cazul în care seria este corelată pentru lag-uri de ordin superior, ipoteza conform căreia ε_i reprezintă realizările unui zgomot alb nu mai este îndeplinită.

Aplicarea testului ADF se bazează pe faptul că acesta permite ajustarea parametrică pentru corelații de ordin superior, pornind de la ipoteza conform căreia seria analizată reprezintă o realizare a unui proces de tip $AR(p)$. Acest fapt are o consecință practică de mare importanță, aceea că utilizarea testului permite determinarea ordinului de integrare a variabilelor.

Aplicarea testului ADF s-a realizat prin considerarea metodologiei descrise de Baltagi (2008, p. 364) și Greene (2011). Regresiile utilizate în aplicarea testului ADF sunt următoarele:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Testul are ipoteza nulă $\alpha = 0$, ceea ce echivalează cu faptul că seria este nestaționară și prezintă o rădăcină unitară (cf. engl. *< unit root*).

¹ D.N. Gujarati (2004). *Basic Econometrics*, Fourth Edition, New York: The McGraw-Hill Companies, p. 797.

În cazul modelului (3) testul vizează ipoteza compusă $\alpha = \beta = 0$ (ca ipoteză de nul). În urma aplicării testului pentru seriile de date considerate s-au obținut rezultatele prezentate în **tabelul 3.3**

Table 3.3 Valorile testului ADF pentru variabilele considerate

Seria de date	În serie	Pe diferențe de ordinul I	Pe diferențe de ordinul II	Ordinul de integrare și modelul
	-0.89 ($p = 0$)	-6.22 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă (M2)
AGRI_VA	-3.51 ($p = 0$)*	-	-	I(0) cu constantă și trend (M3)
(1981-1982; 1990-2013)	-2.08 ($p = 1$)**	-	-	I(0) (M1)
	-2.27 ($p = 1$)	-11.87 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă (M2)
CRO_P_INDEX	-2.23 ($p = 1$)	-11.75 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
(1965 – 2013)	-0.06 ($p = 1$)	-11.99 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-0.92 ($p = 1$)	-3.21 ($p = 0$) **	-	I(1) cu constantă (M2)
ENERGY_PROD	-2.53 ($p = 1$)	-3.17 ($p = 0$) *	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
(1971 – 2011)	-0.94 ($p = 1$)	-3.15 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-	-1.29 ($p=2$)	-9.73 ($p=1$) ***	I(2) cu constantă (M2)
EXPORT	-1.51 ($p = 0$)	-5.59 ($p=1$) ***	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
(1990 – 2013)	-	-0.23 ($p = 2$)	-9.78 ($p=1$) ***	I(2) (M1)
	-	-3.74 ($p = 0$) **	-	I(1) cu constantă (M2)
FINAL_EXP	-2.03 ($p = 0$)	-3.71 ($p = 5$) **	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
(1990–1989)	-	-3.34 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-	-3.83 ($p = 1$) ***	-	I(1) cu constantă (M2)
PIB	-1.61 ($p = 0$)	-2.91 ($p = 5$)	-6.40 ($p=1$) ***	I(2) cu constantă și trend (M3)
(1987–2013)	-	-3.52 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-1.59 ($p = 0$)	-5.45 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă (M2)
GROSS_NAT_EXP	-1.69 ($p = 0$)	-5.55 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
(1981-1982; 1990-201)	-0.85 ($p = 0$)	-5.57 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-2.13 ($p = 0$)	-3.82 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă (M2)
GROSS_K_FORM (1981-1982; 1990-2013)	-2.00 ($p = 1$)	-3.65 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
	-1.07 ($p = 0$)	-3.88 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-1.49 ($p = 1$)	-4.58 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă (M2)
IND_VA	-0.99 ($p = 0$)	-3.99 ($p = 3$) ***	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
(1981-1982; 1990-201)	-0.26 ($p = 1$)	-4.73 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-0.41 ($p = 0$)	-3.04 ($p = 0$) **	-	I(1) cu constantă (M2)
L_FORCE	-2.23 ($p = 1$)	-3.12 ($p = 0$)	-4.97 ($p = 1$) ***	I(2) cu constantă și trend (M3)
(1990–2013)	-0.62 ($p = 0$)	-3.06 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-0.76 ($p = 0$)	-3.54 ($p = 0$) **	-	I(1) cu constantă (M2)
LABOR_PART	-1.71 ($p = 0$)	-3.42 ($p = 0$) *	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
(1990–2013)	-0.47 ($p = 0$)	-3.57 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-2.79 ($p = 0$) *	-	-	I(0) cu constantă (M2)
LIVESTOCK_P_INDEX	-2.16 ($p = 0$)	-6.70 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
(1965 – 2013)	-	-6.07 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-	-0.99 ($p=2$)	-15.67 ($p=1$) ***	I(2) cu constantă (M2)
MERCH_EXPORT	-	-1.94 ($p=2$)	-15.63 ($p=1$) ***	I(2) cu constantă and trend (M3)
(1965 – 2013)	-	-0.42 ($p = 2$)	-15.71 ($p=1$) ***	I(2) (M1)
	-1.52 ($p = 0$)	-2.34 ($p = 1$)	-9.65 ($p = 0$) ***	I(2) cu constantă (M2)
SALARY_WORK	-2.67 ($p = 0$)	-5.11 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
(1990–2013)	-0.23 ($p = 0$)	-2.38 ($p = 1$) **	-	I(1) (M1)
	-1.83 ($p = 0$)	-4.51 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă (M2)
SERVICES_VA	-1.64 ($p = 0$)	-5.93 ($p = 5$) ***	-	I(1) cu constantă și trend (M3)

(1981-1982; 1990-201)	-	-4.52 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)
	-2.86 ($p = 0$) *		-	I(0) cu constantă (M2)
UNE	-2.87 ($p = 0$)	-4.74 ($p = 0$) ***	-	I(1) cu constantă și trend (M3)
(1990-2013)	-0.47 ($p = 1$)	-4.81 ($p = 0$) ***	-	I(1) (M1)

***semnificativ la 1% nivel de semnificație; **semnificativ la 5% nivel de semnificație; *semnificativ la 10% nivel de semnificație

Sursa: calcule proprii ale autorului

Un alt test a cărui aplicare permite determinarea ordinului de integrare a variabilelor este testul Phillips-Perron (PP) care se bazează pe estimarea următoarelor ecuații:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + u_t, \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t, \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + u_t, \quad (6)$$

unde u_t , prin ipoteză este staționar în trend și poate fi heteroscedastic. Specific testului PP este asigurarea ajustării pentru corelație serială și de heteroscedasticitate a reziduului u_t prin utilizarea de metode statistice neparametrice.

Având ipoteza nulă $\alpha = 0$, statistica testului PP prezintă distribuții asimptotic similare cu cele ale statisticii t specifice testului ADF precum și statistica normalizată polarizată, după o distribuție τ (tau). Utilizarea testului PP în cadrul lucrării de față alături de testul ADF se bazează pe faptul că, în plus față de acesta din urmă, testul PP este robust pentru formele generale de heteroscedasticitate în termenul de eroare u_t .

Tabel 3.4. Valorile testului Phillips-Perron pentru variabilele considerate

Seria de date	În serie	Pe diferențe de ordinul I	Pe diferențe de ordinul II	Ordinul de integrare și modelul
AGRI_VA	-0.89	-6.27 **	-	I(1) cu constantă (M5)
	-3.56 *	-	-	I(0) cu constantă și trend (M6)
(1981-1982; 1990-2013)	-1.78 *	-	-	I(0) (M4)
CRO_P_INDEX	-3.92 ***	-	-	I(0) cu constantă (M5)
	-3.87 **	-	-	I(0) cu constantă și trend (M6)
(1965 – 2013)	-	-13.19 ***	-	I(1) (M4)
ENERGY_PROD	-0.48	-3.08 **	-	I(1) cu constantă (M5)
	-2.33	-3.17	-14,52 ***	I(2) cu constantă și trend (M6)
(1971 – 2011)	-0.88	-3.06 ***	-	I(1) (M4)
EXPORT	-	-5.37 ***	-	I(1) cu constantă (M5)
	-0.97	-11.92 ***	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
(1990 – 2013)	-	-4.00 ***	-	I(1) (M4)
FINAL_EXP	-	-3.72 **	-	I(1) cu constantă (M5)
	-2.03	-3.69 **	-	I(1) cu constantă și trend (M6)

(1990–1989)	-	-3.34 ***	-	I(1) (M4)
	-	-3.83 ***	-	I(1) cu constantă (M5)
PIB	-1.67	-3.98 **	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
(1987–2013)	-	-3.47 ***	-	I(1) (M4)
	-1.59	-5.50 ***	-	I(1) cu constantă (M5)
GROSS_NAT_EXP	-1.69	-5.87 ***	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
(1981-1982; 1990-201)	-0.96	-5.62 ***	-	I(1) (M4)
	-2.13	-3.71 **	-	I(1) cu constantă (M5)
GROSS_K_FORM (1981-1982; 1990-2013)	-1.91	-3.48 *	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
	-1.09	-3.76 ***	-	I(1) (M4)
	-2.20	-4.59 ***	-	I(1) cu constantă (M5)
IND_VA	-0.99	-5.19 ***	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
(1981-1982; 1990-201)	-0.94	-4.75 ***	-	I(1) (M4)
	-0.75	-3.04 **	-	I(1) cu constantă (M5)
L_FORCE	-1.88	-3.12	-12.74 ***	I(2) cu constantă și trend (M6)
(1990–2013)	-0.52	-3.06 ***	-	I(1) (M4)
	-0.96	-3.54 **	-	I(1) cu constantă (M5)
LABOR_PART	-1.90	-3.42 *	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
(1990–2013)	-0.41	-3.57 **	-	I(1) (M4)
	-2.76 *	-	-	I(0) cu constantă (M5)
LIVESTOCK_P_INDEX	-2.16	-6.70 ***	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
(1965 – 2013)	-	-6.07 ***	-	I(1) (M4)
	-	-6.99 ***	-	I(1) cu constantă (M5)
MERCH_EXPORT	-	-7.73 ***	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
(1965 – 2013)	-	-6.49 ***	-	I(1) (M4)
	-1.71	-4.97 ***	-	I(1) cu constantă (M5)
SALARY_WORK	-2.66	-5.03 ***	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
(1990–2013)	-0.23	-5.08 ***	-	I(1) (M4)
	-1.83	-4.52 ***	-	I(1) cu constantă (M5)
SERVICES_VA	-1.76	-4.62 ***	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
(1981-1982; 1990-201)	-	-4.49 ***	-	I(1) (M4)
	-2.87 *	-	-	I(0) cu constantă (M5)
UNE	-2.87	-4.74 ***	-	I(1) cu constantă și trend (M6)
(1990-2013)	-0.53	-4.81 ***	-	I(1) (M4)

***semnificativ la 1% nivel de semnificație; **semnificativ la 5% nivel de semnificație; *semnificativ la 10% nivel de semnificație

Sursa: calcule proprii ale autorului

Ipoteza alternativă, în cazul ambelor teste este $\alpha < 0$, echivalent cu faptul că seria este staționară. Dacă ipoteza alternativă este respinsă, aceasta înseamnă că y_t este:

- staționară de medie zero în cazurile (1) și (4);
- staționară de medie diferită de zero ($= \mu / \alpha$) în cazurile (2) și (5);

- staționară de medie diferită de zero ($=\mu/\alpha$) în jurul unui trend determinist în cazurile (3) și (6).

În acest capitol, acceptarea ipotezei nule se face prin compararea valorii absolute calculate a statisticii testului cu valorile critice p din distribuția McKinnon. Conform acestui test, sub ipoteza nulă, valoarea absolută a testului (pe baza seriei de date) este mai mică decât valoarea critică (absolută) p , caz în care seria este nestaționară. Respingerea ipotezei conform căreia $\alpha = 0$ (sau, după caz, $\alpha = \beta = 0$) este echivalentă cu faptul că seria este staționară.

Rezultatele referitoare la variabilele considerate, în urma aplicării procedurii descrise mai sus pentru analiza staționarității sunt prezentate în tabelele 3.3 și 3.4, iar sumarul se regăsește în tabelul 3.5.

Tabelul 3.5. Sumarul evaluării staționarității seriilor de date utilizând testele ADF și PP

Seria de date	Testul ADF	Testul PP
AGRI_VA (1981-1982; 1990-2013)	- I(0) (M1) (M3) - I(1) (M2)	- I(0) (M4) (M6) - I(1) (M5)
CRO_P_INDEX (1965 – 2013)	- I(1) (M1) (M2) (M3)	- I(0) (M5) (M6) - I(1) (M4)
ENERGY_PROD (1971 – 2011)	- I(1) (M1) (M2) (M3)	- I(1) (M4) (M5) - I(2) (M6)
EXPORT (1990 – 2013)	- I(1) (M3) - I(2) (M1) (M2)	- I(1) (M4) (M5) (M6)
FINAL_EXP (1990–1989)	- I(1) (M1) (M2) (M3)	- I(1) (M4) (M5) (M6)
PIB (1987–2013)	- I(1) (M1) (M2) - I(2) (M3)	- I(1) (M4) (M5) (M6)
GROSS_NAT_EXP (1981-1982; 1990-201)	- I(1) (M1) (M2) (M3)	- I(1) (M4) (M5) (M6)
GROSS_K_FORM (1981-1982; 1990-2013)	- I(1) (M1) (M2) (M3)	- I(1) (M4) (M5) (M6)
IND_VA (1981-1982; 1990-201)	- I(1) (M1) (M2) (M3)	- I(1) (M4) (M5) (M6)
L_FORCE (1990–2013)	- I(1) (M1) (M2) - I(2) (M3)	- I(1) (M4) (M5) - I(2) (M6)
LABOR_PART (1990–2013)	- I(1) (M1) (M2) (M3)	- I(1) (M4) (M5) (M6)
LIVESTOCK_P_INDE X	- I(0) (M2)	- I(0) (M5)
(1965 – 2013)	- I(1) (M1) (M3)	- I(1) (M4) (M6)
MERCH_EXPORT (1965 – 2013)	- I(2) (M1) (M2) (M3)	- I(1) (M4) (M5) (M6)
SALARY_WORK	- I(1) (M1) (M3)	

(1990–2013)	- I(2) (M2)	- I(1) (M4) (M5) (M6)
SERVICES_VA		
(1981-1982; 1990-201)	- I(1) (M1) (M2) (M3)	- I(1) (M4) (M5) (M6)
UNE	- I(0) (M2)	- I(0) (M5)
(1990-2013)	- I(1) (M1) (M3)	- I(1) (M4) (M6)

Sursa: calcule proprii ale autorului

Din analiza comparată a rezultatelor obținute pentru testele ADF și PP, se observă existența unor similitudini importante ca, de exemplu:

- din analiza seriilor *FINAL_EXP*, *GROSS_NAT_EXP*, *GROSS_K_FORM*, *IND_VA*, *LABOR_PART*, *MERCH_EXPORT* și *SERVICES_VA* a rezultat că acestea sunt integrate de ordinul întâi în cazul ambelor teste, pentru toate modelele, cel mai adesea la un prag de semnificație de 1%;
- rularea ambelor teste pentru seria *AGRI_VA* a returnat, pentru un prag de semnificație de 1%, un proces integrat de ordinul întâi $I(1)$ cu luarea în considerare a efectelor fixe (modelele (2) și (5)) și staționaritatea seriei atât considerată ca atare (modelele (1) și (4) – la 5% prag de semnificație pentru testul ADF și 10% pentru testul PP), cât și prin considerarea concomitentă a efectelor fixe și a trendului (modelele (3) și (6) – pentru 10% prag de semnificație în cazul ambelor teste);
- seria *L_FORCE* a returnat un proces $I(1)$ în cazul modelelor 1 și 2 (respectiv 4 și 5 – testul PP) și o integrare de ordinul 2 în cazul considerării concomitente a efectelor fixe și a trendului (modelele 3 și 6);
- în cazul seriilor *LIVESTOCK_P_INDEX* și *UNE* rezultatele ambelor teste au evidențiat un proces staționar (la 10% prag de semnificație) în cazul considerării efectelor fixe (modelele 2 și 5) și un proces $I(1)$ atât pentru seriile ca atare (modelele 1 și 4), cât și în cazul considerării concomitente a efectelor fixe și a trendului (modelele 3 și 6).

În cazul celorlalte serii analizate, se pot observa ca elemente de diferențiere, următoarele:

- pentru seria *CRO_P_INDEX*, rezultatele testului ADF evidențiază un proces de tip $I(1)$, similar cu testul PP, pentru considerarea seriei ca atare; în schimb, testul din urmă returnează un proces staționar, atât la considerarea efectelor fixe (M5 – 1% prag de semnificație) cât și în cazul considerării concomitente a efectelor fixe și a trendului (modelul 6 -- 1% prag de semnificație);
- pentru seria *ENERGY_PROD*, rezultatele testului ADF evidențiază un proces $I(1)$, similar cu testul PP, atât pentru considerarea seriei ca atare, cât și în situația considerării efectelor fixe (M4 și M5); în schimb, testul PP are ca rezultat un proces de tip $I(2)$ în cazul considerării concomitente a efectelor fixe și a trendului (modelul 6);

- în cazul seriei *EXPORT*, toate rezultatele testului PP evidențiază un proces $I(1)$, similar cu testul ADF, în cazul considerării concomitente a efectelor fixe în jurul unui trend determinist (M3); în schimb, testul ADF are ca rezultat un proces de tip $I(2)$ în cazurile considerării seriei ca atare cât și a efectelor fixe (M1 și M2);
- analiza seriei GDP returnează un proces de tip $I(1)$ pentru toate modelele de analiză specifice testului PP, similar cu testul ADF, în cazul considerării seriei ca atare cât și în situația considerării efectelor fixe (M1 și M2); în schimb, testul ADF are ca rezultat un proces de tip $I(2)$ în cazul considerării concomitente a efectelor fixe și a trendului (modelul 6);
- pentru seria *SALARY_WORK*, rezultatele testului PP evidențiază un proces de tip $I(1)$ pentru toate modelele de analiză, similar cu testul ADF, atât pentru considerarea seriei ca atare cât și în situația considerării efectelor fixe (M1 și M2); în schimb, testul ADF are ca rezultat un proces de tip $I(2)$ în cazul considerării concomitente a efectelor fixe și a trendului (modelul 3).

3.3. Abordarea econometrică în analiza modelului valorii adăugate în România

Până la momentul actual, rezultatele cercetărilor empirice referitoare la factorii determinanți ai creării de valoare au fost variate, în funcție de forma funcțională adoptată, de abordarea econometrică utilizată, de perioada și de spațiul supus analizei. Din concluziile paragrafului precedent, se observă faptul că modelul de analiză econometrică implicat trebuie să țină seama în primul rând de problema caracterului nestăționar al seriilor de date, caracteristică evidențiată de rezultatele testelor utilizate în acest scop.

Data fiind complexitatea unui model de analiză cu un număr foarte mare de variabile și dificultățile inerente unui asemenea demers, dezvoltările științei econometrice contemporane în domeniul cercetării existenței și direcției corelației existente între un set de variabile nestăționare, înclină balanța către o abordare de tip cointegrativ, având drept obiectiv principal evidențierea existenței unei relații de echilibru pe termen lung între variabile, ca etapă premergătoare modelării.

Data fiind, în general probabilitatea ridicată ca variabilele incluse să fie endogene, este necesar să se ia în considerare ca între acestea să existe o relație cauzalitate de tipul celei definite de Granger (2000). În cazul unui set de variabile cointegrate și endogene, o specificare adecvată din punct de vedere econometric reprezintă o cerință fundamentală pentru obținerea de estimări corecte și nedeplasate.

În sens larg, testarea relației de cauzalitate între creșterea economică în cazul României și variabilele considerate determinante în evoluția acesteia se efectuează în trei etape. Mai întâi, este testat ordinul de integrare a variabilelor considerate. În continuare, după stabilirea ordinului de integrare a fiecărei serii, se utilizează testele de cointegrare pentru a examina relațiile pe termen lung dintre variabilele considerate.

Granger (1981) a arătat că, atunci când seriile de date sunt integrate de ordinul întâi (devin staționare după prima diferențiere), între acestea pot exista anumite combinații liniare în virtutea cărora seriile respective devin staționare fără diferențiere. Aceste serii poartă denumirea de *serii cointegrate*. Odată identificată o integrare de ordinul întâi, următorul pas constă în utilizarea analizei de cointegrare ca metodă de investigare a existenței unei relații pe termen lung între setul de variabile integrate în cauză.

Atunci când este evidențiată o situație de cointegrare, problemele referitoare la diferențiere (reprezentate de pierderea de informații privitoare la relațiile pe termen lung existente între variabile), pot fi evitate prin utilizarea unui model tip Vector Autoregresiv (VAR) pentru a verifica existența unei combinații liniare staționare între variabile non-staționare, implicând existența unei relații de echilibru pe termen lung între respectivele variabile. Ultima fază constă în utilizarea testelor dinamice de cauzalitate, cu scopul de a evalua direcția de cauzalitate pe termen scurt și pe termen lung între variabilele analizate.

3.3.1. Metodologia de cercetare

Deși tehnicile specifice diferă, abordarea generală a testelor Granger de non-cauzalitate, fie în contextul seriilor cronologice sau a datelor de tip panel, implică aplicarea tehnicilor de cointegrare și a modelului de tip *error correction* subsecvent (ECM) utilizat pentru testarea cauzalității pe termen scurt și pe termen lung (Granger et al., 2000).

După cum precizează Al Sadoon (2009), conceptul de non-cauzalitate Granger încorporează de asemenea anumite concepte înrudite, cum ar fi cointegrare, stabilitate și controlabilitate.

Utilizarea acestei abordări presupune ca primă etapă rularea testului rădăcinii unității pentru grupul de variabile considerate. În prezenta lucrare, vom aplica testul Im, Pesaran and Shin (IPS, de aici înainte). Dacă se evidențiază o relație de tip I(1), în următoarea etapă se procedează la testarea pentru verificarea cointegrării, respectiv, testul Granger (1997). Aplicarea testului are ca punct inițial modelul autoregresiv :

$$y_t = \alpha_0 y_{t-1} + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t \quad (3.6),$$

unde prin y_t s-a notat valoarea PIB, α_0 reprezintă parametrul autoregresiv ce urmează a fi estimat, x_t este variabila exogenă incluzând efectele fixe sau de trend (atunci când testarea de cauzalitate este în direcția opusă, x_t reprezintă variabila dependentă), $t = \overline{1, T}$ reprezintă numărul de observații în timp, iar ε_t este un proces staționar. Dacă $\alpha_0 < 1$, y_t se numește *slab staționar în trend*. Pe de altă parte, dacă $\alpha_0 = 1$, atunci y_t are o rădăcină unitară.

Testul IPS este unul dintre cele mai utilizate în literatura de specialitate și are ca punct de plecare testul ADF. În contrast cu cea mai mare parte a testelor de staționaritate pentru grupuri de date (ori de tip panel, după caz), IPS prezintă particularitatea că admite prin ipoteză eterogenitatea în contextul dinamicii coeficienților autoregresivi, de aceea poartă denumirea de *test al rădăcinii unității de tip eterogen*.

Mai mult, testul IPS propune medierea testelor ADF după relația

$$\varepsilon_t = \sum_{j=1}^p \phi_{ij} \varepsilon_{t-j} + u_t ,$$

admițând astfel diferite ordine de corelație serială. Introducând această expresie în ecuația (3.6), se observă că testul IPS specifică o regresie de tipul:

$$y_t = \alpha_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_{ij} \varepsilon_{t-j} + \alpha_1 x_t + u_t \quad (3.8)$$

în care cu p s-a notat valoarea lag-ului, iar u_t este o variabilă independentă de distribuție normală de medie zero și varianță finită σ_u^2 .

Conform ipotezei nule, grupul de serii conține o rădăcină unitară ($\alpha_0 = 1$), iar prin ipoteza alternativă, cel puțin una dintre serii este staționară ($\alpha_0 < 1$). Statistica testului urmează distribuția normală sub H_0 , iar valorile critice pentru diverse dimensiuni ale grupurilor (numărul de serii cronologice individuale) și valori T se regăsc în Im *et al.* (2003).

Pre-testarea individuală a variabilelor are drept scop determinarea ordinului de integrare al fiecăreia dintre acestea. Prin definiție, cointegrarea are în vedere două serii cronologice integrate de ordin similar. Această operațiune se realizează utilizând testele ADF și PP descrise în paragraful precedent împreună cu rezultatele aferente.

Odată respinsă ipoteza testului rădăcinii unității, relația de echilibru pe termen lung este estimată sub forma unei regresii OLS. Dacă variabilele sunt cointegrate, rezultatul regresiei OLS este un estimator „super-consistent” (Enders, 2004).

Aceasta presupune existența unei relații liniare puternice între variabilele studiate. Intensitatea relației liniare poate fi testată într-unul dintre următoarele moduri:

- (a) coeficientul lui x_t returnează o valoare cuprinsă între 0,5 și 1.
- (b) reprezentarea grafică a perechilor de date (y_t, x_t) într-un sistem cartezian are ca rezultat o direcție crescătoare sau descrescătoare.

Următoarea etapă constă în estimarea ECM, având ca punct de pornire ecuația:

$$y_t = \alpha_0 + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Urmând câteva transformări algebrice (pentru detalii suplimentare, a se vedea Sekuma, 2011) se obține:

$$\Delta y_t = \gamma_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1) \left[y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{(1 - \alpha_1)} - \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1 - \alpha_1)} x_{t-1} \right] + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

Se fac notațiile:

$$\beta_0 = \frac{\alpha_0}{(1 - \alpha_1)} \text{ și } \beta_1 = \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1 - \alpha_1)}$$

iar ecuația devine

$$\Delta y_t = \gamma_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1) (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

care este ECM cu $-(1 - \alpha_1)$ reprezentând viteza ajustării, și $\varepsilon_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}$ reprezentând mecanismul de corectare a erorii (*error-correction mechanism*), care măsoară distanța sistemului de la echilibru.

Coeficientul lui ε_{t-1} trebuie să poarte semnul negativ pentru ca evoluția sistemului să fie convergentă spre echilibru. Mărimea coeficientului $-(1 - \alpha_1)$ reprezintă o indicație a vitezei de ajustare în direcția echilibrului, astfel:

- valorile mici ale $-(1 - \alpha_1)$, tinzând spre -1 , indică faptul că agenții economici înlătură o mare parte din dezechilibru în fiecare perioadă;
- valorile mai mari, tinzând spre 0 , indică faptul că procesul de ajustare se desfășoară lent;
- valorile extrem de mici, inferioare lui -2 , indică o supra-țintire a echilibrului economic;
- valorile pozitive implică faptul că evoluția sistemului este divergentă de la starea de echilibru pe termen lung.

3.3.2. Testele de cointegrare

Primele teste de evidențiere a procesului de cointegrare a variabilelor au fost testul simplu în două etape al lui Engle și Granger (1987) sau, alternativ, procedura în trei etape a lui Engle și Yoo (1987); specificul ambelor metode este că nu se pot aplica în situațiile când este posibil să existe mai mult de o relație de cointegrare.

În schimb, testul de integrare al *Vectorului Autoregresiv* (VAR, de aici înainte) dezvoltat de Johansen (1988) utilizează o abordare de sistem a fenomenului de cointegrare care permite determinarea până la r vectori de cointegrare liniar independenți ($r \leq g - 1$), unde g reprezintă numărul de variabile testate pentru cointegrare.

Procedura Johansen continuă să reprezinte referința în cazul testelor de cointegrare ce se referă la o singură unitate de observare (țară), dar este inaplicabilă în cazul datelor de tip panel întrucât tratează vectorul de cointegrare ca fiind omogen în cazul tuturor unităților teritoriale analizate.

Testele de cointegrare Pedroni (1999, 2000) permit interdependența transversală cu diferite efecte individuale fixe și de trend în cadrul ecuației de cointegrare. Această tehnică îmbunătățește semnificativ analiza de cointegrare convențională aplicată pe serii aferente unei singure țări: de fapt, datele sunt colectate pentru a determina relația comună pe termen lung și, în același timp, permite vectorilor de cointegrare să prezinte variații în cadrul unităților panelului.

Procedura VAR și testul de cointegrare Pedroni reprezintă singurele metode prin care poate fi pus în evidență fenomenul de cointegrare dintre variabilele și existența unei relații pe termen lung între acestea. Cum însă acestea nu indică direcția de cauzalitate în cazul în care variabilele sunt cointegrate, pentru evidențierea cauzalității se utilizează procedura Engle-Granger în două etape folosind *modelul vectorului de corectare a abaterii* (*Vector Error Correction Model* – VECM).

Odată stabilită relația de cointegrare, următorul pas constă în estimarea relației echilibrului pe termen lung dată de *termenul de corectare a abaterii* (*Error Correction Term* – ECT), ce reprezintă o măsură a gradului în care valorile observate în perioada $t-1$ se abat de la relația de echilibru pe termen lung.

Întrucât variabilele sunt cointegrate, orice abatere la momentul $t-1$ ar trebui să inducă schimbări în valorile variabilelor în următoarea perioadă de timp în încercarea de a forța variabilele către relația de echilibru pe termen lung.

Coeficienții specifici echilibrului pe termen lung pot fi estimați prin utilizarea unei singure ecuații, cum ar fi procedura OLS modificată complet (*fully modified OLS* – FMOLS), dezvoltată de Pedroni (2000), estimatorul OLS dinamic (DOLS) al lui Saikkonen (1991),

estimatorul *pooled mean group* (PMG) a propus de Pesaran et al. (1999) sau prin utilizarea de sisteme de estimatori ca VAR panel estimat cu Metoda Momentelor Generalizată (GMM) sau cu metoda verosimilității cvasi-maxime (QML).

În acest capitol, abordarea vizează utilizarea unei singure ecuații, întrucât există omogenitatea dată de unicitatea unității de observare, apelând la procedura FMOLS.² Aceasta presupune estimarea reziduurilor care vor fi incluse în VECM ca termeni de corectare a abaterilor (ECT). Estimatorul FMOLS a fost calculat pentru toate variabilele incluse în VECM care sunt I(1) și cointegrate. Pentru modelele bivariate, au fost estimate ECT ca reziduuri (ε_t și η_t , respectiv) ale ecuațiilor de tipul:

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + \delta + \beta V_t + \varepsilon_t \\ V_t &= \alpha + \delta + \beta Y_t + \eta_t \end{aligned} \quad (3.12)$$

unde V reprezintă variabila considerată (*AGRI_VA*, *CRO_P_INDEX* etc.).

Al doilea pas pentru construirea unui model de cauzalitate Granger cu termen dinamic de corecție a abaterilor bazat pe procedura descrisă de Holtz-Eakin *et al.* (1988) constă în încorporarea reziduurilor rezultate în etapa anterioară într-un model de tip VECM.

În acest scop, o soluție des utilizată pentru estimarea VAR constă în adaptarea procedurii GMM (Arellano și Bond, 1991), folosind lag-uri ale variabilelor endogene ca instrumente pentru a obține estimări nedeplasate și consistente ale coeficienților.

Pentru grupul de seriile de date considerat, care să acopere perioada T , auto-regresiile vectorului bivariat cu efecte fixe au următoarele forme:

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_j^y \sum_{j=1}^m Y_{t-j} + \beta_s^y \sum_{s=0}^q V_{t-s} + \eta^y + \phi^y + u_t \\ V_t &= \alpha_j^v \sum_{j=0}^m Y_{t-j} + \beta_s^v \sum_{s=1}^q V_{t-s} + \eta^v + \phi^v + v_t \end{aligned} \quad (3.13)$$

unde Y și V reprezintă cele două variabile cointegrate la momentul t , V fiind variabila considerată (*AGRI_VA*, *CRO_P_INDEX* etc.); η și ϕ eu sunt efecte individuale fixe și de timp, iar u_t și v_t , reprezintă variabilele aleatoare de distribuție aproximativ normală.

² Estimatorul FMOLS este de preferat față de DOLS deoarece, în cadrul acestuia din urmă co-variațiile sunt incluse ca diferențe de ordinul întâi și nu valori rezultate ca atare. Mai mult, Pedroni (2001) alături de Breitung și Pesaran (2005) consideră că ambii estimatori prezintă distribuții asimptotice similare și au rezultate slabe dacă seria de date cuprinde mai puțin de 20 de înregistrări. În acest capitol, seria cu numărul cel mai mic de observații este *UNE*, care se referă la 20 de ani. Prin urmare, FMOLS poate fi considerat un estimator adecvat.

Specificațiile modelului (3.13) ca un set de ecuații implică faptul că termenii ce reflectă abaterea (ECT) sunt ortogonali la efectele fixe și de timp, precum și valorile-lag ale variabilelor endogene. În ecuațiile (3.13), variabilele dependente întârziate sunt corelate cu termenii de abatere, inclusiv cu efectele fixe.

Aceasta echivalează cu deplasarea estimatorilor modelului OLS; pentru rezolvarea acestei situații se impune eliminarea efectelor fixe prin diferențiere. Prin urmare, rezultă modelul de forma:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \alpha_j^y \sum_{j=1}^m \Delta Y_{t-j} + \beta_s^y \sum_{s=0}^q \Delta V_{t-s} + \Delta u_t \\ \Delta V_t &= \alpha_j^v \sum_{j=0}^m \Delta Y_{t-j} + \beta_s^v \sum_{s=1}^q \Delta V_{t-s} + \Delta v_t\end{aligned}\tag{3.14}$$

Totuși, procedura diferențierii induce o problemă de simultaneitate urmare a faptului că variabile endogene întârziate din partea dreaptă sunt corelate cu termenul de eroare diferențiat. În plus, este de așteptat ca heteroscedasticitatea să fie prezentă ca efect al posibilei eterogenități între diferitele elemente ale grupului seriilor de date.

Pentru rezolvarea acestor aspecte, în urma eliminării efectelor fixe prin diferențiere, estimarea modelului se realizează prin adoptarea unei proceduri care apelează la variabile instrumentale folosind lag-uri prestabilite ale variabilelor sistemului ca instrumente pentru a produce estimări consistente ale parametrilor.

Un estimator utilizat pe scară largă pentru un sistem de acest tip este metoda momentelor generalizată (GMM) estimator propus de Arellano și Bond (1991). Modelul final dinamic de corectare a abaterilor poate fi specificat după forma:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \alpha^y + \beta^y ECT_{t-1}^y + \delta_j^y \sum_{j=1}^m \Delta Y_{t-j} + \gamma_s^y \sum_{s=1}^q \Delta V_{t-s} + u_t \\ \Delta V_t &= \alpha^v + \beta^v ECT_{t-1}^v + \delta_j^v \sum_{j=1}^m \Delta Y_{t-j} + \gamma_s^v \sum_{s=1}^q \Delta V_{t-s} + v_t\end{aligned}\tag{3.15}$$

în care $ECT_{t-1}^{y,v}$ sunt reziduurile întârziate derivate din relația de cointegrare pe termen lung în ec. (3.12), $\delta^{y,v}$ și $\gamma^{y,v}$ sunt coeficienții de ajustare termen scurt, iar u_t și v_t , reprezintă variabilele perturbațiilor, presupuse a fi necorelate și de medie zero. În lucrarea de față, lag-ul optim pentru cele două variabile incluse în model (m și respectiv q) este determinat cu ajutorul criteriilor Akaike sau Schwarz, iar un estimator variabilă instrumentală trebuie utilizat urmare a corelației dintre termenul de eroare și variabilele dependente întârziate.

Sursa de cauzalitate poate fi identificată prin testarea semnificația coeficienților variabilelor dependente în ecuațiile (3.15). Mai întâi, pentru cauzalitatea slabă Granger, se testează $H_0 : \delta^{y,v} = 0$ și $\gamma^{y,v} = 0$ în ecuațiile (3.13).³

Masih și Masih (1996) și Asafu-Adjaye (2000) au interpretat cauzalitatea slabă Granger ca o cauzalitate pe termen scurt, în sensul că variabila dependentă răspunde doar la șocurile pe termen scurt din mediul stocastic. Apoi, prezența (sau absența) cauzalității pe termen lung poate avea ca fundament examinarea semnificației vitezei de ajustare $\beta^{y,v}$ (respectiv, coeficienții $ECT_{t-1}^{y,v}$, care reprezintă viteza cu care abaterile de la echilibrul pe termen lung sunt eliminate în urma modificărilor ce intervin în fiecare dintre variabile).

Semnificația coeficienților $\beta^{y,v}$ determină relația pe termen lung în procesul de cointegrare; astfel, mișcarea intercorelată a variabilelor y și v pe perioada T poate fi considerată ca permanentă.

În cele din urmă, este, de asemenea de dorit să se verifice dacă cele două surse de cauzalitate sunt mutual semnificative, respectiv testarea concomitentă a semnificației ECT și a termenilor de interacțiune respectivi (mai exact, variabilele întârziate ale fiecărei variabile cuprinse în VECM) poate fi rulată ulterior pentru a investiga existența unei relații de cauzalitate puternică (Oh și Lee, 2004).

Acest tip de cauzalitate evidențiază acele variabile care pot tolera povara unei ajustări pe termen scurt în urma unui șoc, astfel încât echilibru pe termen lung al sistemului este restabilit (Asafu-Adjaye, 2000): dacă, în caz contrar, nu există cauzalitate în nici o direcție, se aplică „ipoteza de neutralitate”, care presupune că nu există cauzalitate univocă sau biunivocă.

Din moment ce toate variabilele sunt introduse în model în formă staționară, se poate aplica testul F Wald standard pentru a testa ipoteza nulă de cauzalitate (sau slab exogenă al variabilei dependente).

Există și alte abordări ce pot fi dezvoltate în vederea testării cauzalității Granger:

- aplicarea unui modelul de tip Lag Autoregresiv Distribuit (*Autoregressive Distributed Lag* – ARDL);
- utilizarea modelul vector autoregresiv (VAR) cu augmentarea ordinului de lag astfel încât să permită aplicarea metodelor Dolado-Lütkepohl (1996) sau Toda-Yamamoto (1995).

³ O variabilă x_t este definită ca fiind statistic slab exogenă în raport cu variabila y_t dacă este satisfăcută relația:

$$E(x_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots; y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = E(x_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)$$

unde E reprezintă operatorul pentru speranța matematică, iar x_t și y_t sunt variabile cu $t = \overline{1, n}$ observații în timp (Engle et al., 1983).

Cercetările desfășurate de Altinay și Karagol (2005), Lee (2006), Wolde-Rufael (2006), și Zachariadis (2007) constituie tot atâtea exemple de studii în care au fost folosite aceste metode. În această analiză am adoptat abordarea modelului VEC ca urmare a avantajelor în aplicarea acestuia: flexibilitate deosebită, posibilitatea de aplicare pe grupuri de date eterogene, corectarea corelației seriale și a erorilor heteroscedastice standard.

3.4. Analiza setului de date și a rezultatelor obținute

După cum s-a evidențiat și din analiza stadiului actual al cunoașterii în domeniul relației cauzale dintre creșterea economică și factorii determinanți ai acesteia la nivel național, există o multitudine de contribuții în acest sens.

Rezultatele prezentului studiu se referă la România, iar datele utilizate în cadrul cercetării sunt preluate din World Bank, (2015). Valoarea PIB este în miliarde USD prețuri curente. Variabilele pentru care este verificată cauzalitatea Granger pe termen lung și pe termen scurt în relație cu PIB împreună cu descrierea aferentă și perioada de timp pentru care există date disponibile sunt prezentate în tabelul 3.1.

Rezultatele pentru testul rădăcinii unității IPS sunt prezentate în tabelul 3.6. Din analiza acestora se observă, cu excepția variabilelor *LIVESTOCK_P_INDEX*, *SERVICES_VA* și *UNE*, că celelalte serii conțin o rădăcină unitate, ceea ce sugerează necesitatea diferențierii respectivelor variabile înainte de rularea testului de non-cauzalitate.

Tabelul 3.6. Testul rădăcinii unității IPS

Variabila	În serie	Diferențiată
AGRI_VA	-0.5326	-6.2265***
CRO_P_INDEX	-2.2631	-11.878***
ENERGY_PROD	-0.6551	-3.2083**
EXPORT	0.9086	-1.2942
GDP	0.3481	-2.6473*
GROS_NAT_EXP	-1.5881	-5.4575***
GROSS_K_FORM	-2.2231	-4.0350***
IND_VA	-1.4698	-4.5870***
L_FORCE	-0.9427	-3.0356**
LABOR_PART	-0.7552	-3.5432**
LIVESTOCK_P_INDEX	-2.7892*	-6.0340***
MERCH_EXPORT	1.3767	-0.9892
SALARY_WORK	-1.3557	-2.3475
SERVICES_VA	-4.0259***	-4.5167***
UNE	-2.8699*	-4.6829***

Note: Dimensiunea lag-ului determinată pe baza Akaike Information Criteria modificate.

***, **, * semnificativ la 1, 5, 10% prag de semnificație (test unilateral).

Sursa: calcule proprii ale autorului

Conform rezultatelor testului IPS pentru variabilele *EXPORT*, *MERCH_EXPORT* și *SALARY_WORK* acestea apar a fi I(2), în contradicție cu testele Phillips-Perron anterior (a se vedea tabelele 4 și 5) sau Fisher PP, care indică I(1); diferența în acest ultim test este că erorile standard Newey-West ajustate sunt utilizate în scopul surmontării autocorelării și nu pentru a adăuga lag-uri suplimentare variabilei dependente.

Pentru a verifica relația de cauzalitate existentă între variabilele independente și cea dependentă se utilizează testul de cauzalitate Granger. Pentru a observa care este în fapt sensul dependenței se urmează procedeul prezentat de Granger *et al.* (2000), prin efectuarea testului în ambele sensuri, ceea ce înseamnă că fiecare dintre variabile acționează ca variabilă dependentă. Rezultatele obținute sunt prezentate în tabelul 3.7.

Tabelul 3.7. Testul de cauzalitate Granger.

Test statistic	$X \rightarrow Y$	$Y \rightarrow X$
AGRI_VA/GDP	2.11629	0.02583
CRO_P_INDEX/GDP	2.70895*	0.10145
ENERGY_PROD/GDP	0.72998	0.37980
EXPORT/GDP	0.89057	2.42692*
GROS_NAT_EXP/GDP	0.35672	1.96209
GROSS_K_FORM/GDP	0.79651	0.04304
IND_VA/GDP	1.22761	2.40241*
L_FORCE /GDP	1.00846	1.06673
LABOR_PART /GDP	2.94811**	0.01624
LIVESTOCK_P_INDEX/GDP	0.97132	1.74073
MERCH_EXPORT/GDP	1.62	0.00459
SALARY_WORK /GDP	0.44264	1.48876
SERVICES_VA /GDP	0.99595	0.3899
UNE/GDP	1.25603	0.55742

Notă: În prima și a doua coloană, variabila dependentă în relația de cointegrare este prima urmată de variabila explicativă.

**, *, **, * Indică respingerea ipotezei nule la 5 și 10% prag de semnificație.

Sursa: calcule proprii ale autorului

Rezultatele testului reprezintă dovada unei relații de cauzalitate între PIB, ca variabilă dependentă, și indicele producției agricole alături de participarea populației la forța de muncă, pe de altă parte. De asemenea, se evidențiază relația de cauzalitate dintre PIB, ca variabilă exogenă în raport cu exportul și valoarea adăugată în industrie, deși relația din urmă poate fi considerată discutabilă și poate să se constituie în obiectul unei cercetări viitoare. Esențială însă în construirea unui model de tip VEC este existența unei relații stabile pe termen lung între

variabilele considerate. Pentru a verifica prezența acestui fenomen se aplică testul de cointegrare. Rezultatele obținute sunt prezentate în **tabelul 3.8**.

Tabelul 3.8. Testele de cointegrare¹

Variabila	Phillips-Ouliaris ²		Engle-Granger ³	
	tau-stat	z-stat ⁴	tau-stat	z-stat ⁴
AGRI_VA	-4.831495	-17.14676	-4.888702	-72.93814***
CRO_P_INDEX	-7.625270*	-22.96482***	-4.427503	56.90744***
ENERGY_PROD	-7.268209*	-22.15056***	-4.597307	-51.75956***
EXPORT	-7.314024*	-20.24160	-5.458472	-89.25402***
GDP	-8.256899**	-22.49326***	-4.466845	18.41483**
GROS_NAT_EXP	-7.117216*	-18.54877	-5.945874	-77.11922***
GROSS_K_FORM	-6.857059	-17.89631	-6.640444	-85.75566***
IND_VA	-11.40791***	-25.99495***	-6.297350	-87.57757***
L_FORCE	-12.39216***	-23.48715***	-6.651934	-104.8243***
LABOR_PART	-14.51739***	-24.13709***	-7.410004*	-129.8164***
LIVESTOCK_P_INDEX	-7.585187**	-20.89134***	-6.308188	-24.31082***
MERCH_EXPORT	-7.207492*	-19.70523	-5.595069	-93.00270***
SALARY_WORK	-9.502602*	-27.07677***	-8.774288***	-28.07333***
SERVICES_VA	-4.527076	-19.00239	-4.549291	-18.45745
UNE	-7.232945*	-22.23702***	-4.379606	20.00315***

Note: 1) Procese de tip stocastic pur (fără efecte fixe ori de trend)

2) Specificarea lag-ului: kernel Bartlett, lățime de bandă fixă tip Newey-West

3) Specificarea lag-ului: criteriul Schwarz

4) Coeficientul de autocorelare normalizat

***, **, * semnificativ la 1, 5, 10% prag de semnificație.

Sursa: calcule proprii ale autorului

Deși rezultatele obținute pentru cele două teste de cointegrare pot să apară ca având un caracter mixt și în consecință dificil de considerat în luarea unei decizii, este evident că *SEVICES_VA* reprezintă singura serie pentru care ipoteza nulă nu este respinsă. Dacă însă este considerat testul Engle-Granger pe baza coeficientului de autocorelare normalizat, seria mai sus numită este singura care nu este cointegrată; pentru restul variabilelor considerate, ipoteza nulă este respinsă pentru la 1 și 5% prag de semnificație.

De asemenea, pe baza rezultatelor obținute la rularea testului Phillips-Ouliaris, toate seriile apar cointegrate, cu excepția mai sus numită, alături de *AGRI_VA* și *GROSS_K_FORM*. Pe baza celor prezentate, se poate conchide că, exceptând variabila *SEVICES_VA* toate celelalte serii considerate prezintă o relație stabilă pe termen lung.

Odată stabilită relația de cointegrare, următorul pas constă în estimarea relației echilibrului pe termen lung dată de *termenul de corectare a abaterii* (Error Correction Term – ECT), ca măsură a gradului de care valorile observate în perioada precedentă se abat de la relația de echilibru pe termen lung. Întrucât între variabile se manifestă o relație stabilă pe termen lung, orice abatere produsă în anul precedent ar trebui să inducă schimbări în valorile variabilelor în

următoarea perioadă de timp în încercarea de a forța variabilele tocmai în direcția menținerii respectivei relații de echilibru pe termen lung. Rezultatele obținute sunt prezentate în tabelul 3.9.

Tabelul 3.9. Estimarea ECT în modelul VEC¹

Direcția cauzalității	ECT (t-statistic)	Viteza ajustării (t-statistic)	Coeficientul termenului de lag (t-statistic)	F- statistic
Agri_va → GDP	0.301(0.364)	-0.050(-1.963)**	-0.005(-0.206)	1.014
GDP → Agri_va ²⁾	-49.020(-1.67)	-0.005(-0.679)	-0.528(0.227)	0.260
Cro_p_index → GDP	-0.266(-0.533)	-0.023(-0.515)	-0.021 (-0.113)	6.831**
GDP → Cro_p_index	-3.747(-1.872)	-0.0185(-1.464)	-0.399(-2.14)	2.621
Energry_prod → GDP	-0.131 (-1.466)	-0.047 (-2.657)**	0.014 (0.608)**	7.285**
GDP → Energry_prod	-7.602 (-3.952)**	-0.02(-0.892)	0.76(0.429)	0.655
Export → GDP	-1.127(-6.529)**	-0.057(-3.069)**	0.104(0.728)	1.255
GDP → Export	-0.887(-1.937)	0.945(1.484)	-0.709(-1.259)	0.502
Gross_nat_exp → GDP	-4.546(-3.803)**	0.003(1.9)	0.038(0.922)	2.111
GDP → Gross_nat_exp	-0.22(0.929)	0.058(1.067)	1.268(0.75)	-0.161
Gross_k_form → GDP	-0.003(-0.024)	-0.016(-0.563)	0.0002(0.004)	0.275
GDP → Gross_k_form ²⁾	-23.060(-3.504)**	-0.016(-1.523)	-0.309(-0.169)	0.303
Ind_va → GDP	-0.338(-3.737)**	-0.036(-1.798)	-0.016(-0.669)	1.846
GDP → Ind_va	-2.960(-4.315)**	-0.076(-1.249)	2.337(1.248)	0.270
L_force → GDP	-0.050(-0.896)	-0.007(-0.599)	-0.001(-0.172)	0.497
GDP → L_force ³⁾	-19.942(-2.096)**	-0.044(-1.492)	-21.734(-1.472)	0.968
Labor_part → GDP ³⁾	-0.170(-0.462)	-0.003(-0.702)	0.003(0.175)	0.765
GDP → Labor_part ³⁾	-3.296(-2.179)**	-0.038(-1.289)	-5.383(-1.482)	0.922
Livestock_p_index → GDP	-0.908(1.141)	-0.010(-1.66)	0.074(1.164)	1.066
GDP → Livestock_p_index	1.102(1.353)	0.028(1.527)	0.801(1.168)	1.084
Merch_export → GDP	-0.376(-13.341)**	-0.245(-2.264)	-0.080(-0.781)	0.427
GDP → Merch_export	-2.656(-9.814)**	-0.009(-0.616)	-0.499(-0.419)	-0.155
Salary_work → GDP	-0.226(-0.935)	-0.002(-0.148)	0.033(1.130)	0.577
GDP → Salary_work	-4.422(-2.492)**	-0.037(-1.729)	1.045(-0.642)	0.534
Services_va → GDP	-0.285(-2.405)**	0.025(0.968)	0.017(0.509)	0.601
GDP → Services_va	-3.514(-3.762)**	-0.081(-1.780)	-0.730(-0.569)	0.747
Une → GDP	-0.025(-0.941)	-0.019(-0.448)	-0.009(0.509)	0.737
GDP → Une	-40.479(-2.359)**	-0.043(-1.699)	1.789(0.284)	0.624

1) Specificarea lag-ului: 1, 1.

2) Specificarea lag-ului: 1, 2.

3) Specificarea lag-ului: 1, 3.

**, * semnificativ la 5 și 10% prag de semnificație.

Sursa: calcule proprii ale autorului

Rezultatele semnificative ale estimării ECT evidențiază în general valori care tind spre 0, ceea ce indică faptul că procesul de ajustare pe termen lung se desfășoară lent. Este cazul exporturilor de mărfuri, al valorii adăugate din sectoarele industrial și din servicii. Remarcabil este faptul că variabila cu cea mai rapidă viteză de ajustare este exportul, fapt confirmat și de caracterul semnificativ al coeficientului de cointegrare, care exprimă viteza ajustării pe termen scurt.

Există și situația de supra-țintire a creșterii economice, manifestată în cazul cheltuielilor brute la nivel național, însă este posibil ca evoluția acestei variabile să fie conectată și la alți factori decât cei de natură economică.

În procesul de atingere a echilibrului pe termen scurt, alături de export, se observă caracterul semnificativ al coeficienților de cointegrare al valorii adăugate din agricultură și al producției de energie. Pe de altă parte se observă tendința de supra-țintire a echilibrului pe termen lung manifestată în direcția opusă, respectiv dinspre creșterea economică, pe de parte și variabilele: producția de energie, formarea brută de capital, forța de muncă, participarea populației la forța de muncă, exporturile de mărfuri, valoarea adăugată din sectoarele industrial și din servicii, pe de altă parte.

Luând în considerare rezultatele testelor IPS și Engle-Granger, ca și cele obținute pentru modelul VEC, s-a procedat la efectuarea regresiei de tip FMOLS. Din analiză s-a exclus variabila referitoare la valoarea adăugată în agricultură, întrucât a returnat rezultate divergente de la echilibrul pe termen lung, iar matricea de regresie ce conține variabila respectivă este caracterizată de nesingularitate. Rezultatele regresiei FMOLS sunt prezentate în tabelul 3.10.

Tabelul 3.10. Rezultatele regresiei FMOLS

Variabila	Coeficientul
Constanta	180.237 (2.142)
CRO_P_INDEX	-0.410 (-8.342)***
ENERGY_PROD	-4.247 (-6.386)***
EXPORT	9.399 (14.384)***
GROS_NAT_EXP	1.278 (3.282)**
GROSS_K_FORM	-0.087 (-0.223)
IND_VA	-3.116 (-5.188)**
L_FORCE	-49.918 (-6.471)***
LABOR_PART	9.607 (5.860)***
LIVESTOCK_P_INDEX	-0.269 (-2.433)*
MERCH_EXPORT	-8.535 (-12.371)***
SALARY_WORK	0.486 (1.563)
SERVICES_VA	-1.760 (-3.856)**
UNE	-5.336 (-5.740)**

Note: valorile în paranteze rotunde reprezintă valorile statisticii t .

*, **, *** indică acei coeficienți care sunt semnificativi statistic la 1, 5, și 10%, respectiv.

Valoarea statisticii F nu se calculează în cazul regresiei FMOLS.

Sursa: calcule proprii ale autorului

În ciuda dificultăților induse de specificarea modelului în interpretarea directă a rezultatelor, acestea indică faptul că, exceptând valoarea adăugată în agricultură, formarea brută de capital și ponderea personalului salariat în totalul populației ocupate, toate celelalte variabilele luate în considerare exercită influențe semnificative pentru creșterea economică, aflată în corelație directă cu exporturile, cheltuielile brute și participarea populației la forța de muncă.

Totuși, rezultatele indică o relație negativă între creșterea economică pe de o parte și indicele producției agricole, producția de energie, valoarea adăugată în industrie, forța de muncă,

indicele de creștere a șeptelului exportul de mărfuri valoarea adăugată în servicii și populația neocupată, pe de altă parte. Corelația negativă dintre creșterea economică pe termen lung și unele dintre variabilele menționate poate părea discutabilă, însă aceasta poate fi pusă pe seama exploatării anumitor resurse cu impact pe termen lung.

CONCLUZII ȘI PROPUNERI

Analiza modelele culturale vs. structuri economice abordează un subiect deosebit de important din perspectiva înțelegerii transformărilor care au marcat și continuă să influențeze evoluțiile structurilor economice naționale, având în vedere adaptarea la exigențele unei convergențe tot mai actuale între modelul cultural național și modelul de organizare economică, care nu întotdeauna reflectă cele mai competitive caracteristici ale celui dintâi.

În contextul actual abordările privind relația model cultural vs. structuri economice și interdependența dintre acestea au dobândit o semnificație aparte în promovarea politicilor privind dezvoltarea economică, cel puțin în cazul economiilor comunitare cu un grad ridicat de dezvoltare, acestea continuând să suscite încă vii controverse pentru economiile în tranziție, unde influențele modelelor culturale în modelarea structurilor economice sunt mult mai complexe și dificil de surprins prin modelele clasice.

Abordarea relației modelele culturale vs. structuri economice este una complexă, de mare actualitate, mai ales dacă avem în vedere faptul că în studiile de specialitate cercetătorii folosesc foarte rar modelul cultural ca variabilă explanatorie a fenomenelor economice. Ca urmare, prin analiza întreprinsă, această lucrare se dorește o contribuție la îmbunătățirea analizelor privind interacțiunile dintre modele culturale și structurile economice prin prisma influențelor pe care acestea le au asupra evoluțiilor economiilor naționale prezente și viitoare, deoarece modelul cultural joacă un rol important în determinarea acțiunilor noastre și implicit în modelarea comportamentului economic.

În cadrul lucrării s-a realizat, atât o evaluare metodologică a principalelor modele economice și culturale, dar și influențelor pe care acestea le exercită asupra modelării structurilor economice naționale, precum și a implicațiilor pe care antiteza dintre acestea o are asupra transformării paradigmatelor economice fundamentale. Prin analiza întreprinsă s-a urmărit identificarea unor posibile căi de sincronizare dintre evoluția structurilor economice și influența modelelor culturale, încercând a se explica interdependența dintre aceste două componente.

Obiectivele cercetării le-au reprezentat:

- analiza influențelor dimensiunilor culturii naționale asupra modelării economiei naționale din perspectiva Modelului Hofstede privind cultura națională;
- stabilirea și definirea unei potențiale corelații între evoluția structurilor economice și influența modelelor culturale asupra tendințelor unor indicatori economici (PIB; PIB per capita);

- realizarea unei analize cantitative, dar și calitative a evoluției a unsprezece state grupate în funcție de principalele cinci modele economice și culturale asociate modelului economic și social european;
- identificarea posibilelor influențe ale modelelor culturale în definirea structurii actuale a economiei naționale.

Definirea intensității corelațiilor dintre PIB și fiecare din factorii considerați s-a efectuat utilizând coeficientul de corelație liniară unifactorială, iar realizarea modelelor de analiză econometrică asociate investigării problematicii stabilite anterior, în cazul fiecărui stat analizat a impus construcția a cel puțin două modele.

Utilizarea modelului liniar de regresie și determinarea valorilor acestuia s-a realizat utilizând metoda celor mai mici pătrate (least square method), iar testarea validității modelului a fost efectuată prin aplicarea ANOVA și a testului Fisher pentru raportul a două dispersii. Aplicarea acestei metode de analiză, a reprezentat, în cazul acestei cercetări, o alegere subsumată scopului fundamentării unor modele de evoluție a economiilor statelor considerate în cercetare din perspectiva influenței modelelor culturale.

Pornindu-se astfel de la ideea realizării unei posibile sincronizării a celor două concepte, cercetarea realizată a urmărit aprofundarea relației și a posibilei concordanțe dintre cultură și economie, adică între expresia spirituală și latura materială a societății, avându-se în vedere toate acele aspecte care contribuie în mod direct și nemijlocit la realizarea și consolidarea modelelor economice.

Având în vedere faptul că, modelele culturale pot contribui la realizarea unei dezvoltări economice sustenabile și mult mai echilibrate decât până acum prin valorizarea superioară a caracteristicilor specifice fiecărei națiuni, prin analiza realizată, în capitolul doi s-a încercat a se evidenția efectele și implicațiile diverselor modele economice și culturale asupra evoluției structurilor economiilor naționale și a rolului acestora în asigurarea bunăstării societății, în ansamblul ei.

Abordare generală a evoluției principalelor componente ale modelului economic și social european, realizată în prima parte a capitolului, a continuat cu analize cantitative și calitative privind asemănările și deosebirile dintre modelele de comportament și de evoluție în cazul a 11 țări europene, grupate din perspectiva a cinci modele economice, respectiv: modelul scandinav (Finlanda și Suedia), modelul anglo-saxon (Irlanda și UK), modelul continental (Germania și Franța), modelul mediteranean (Spania și Italia) și modelul sud-est european (Bulgaria, România și Ungaria).

S-au avut în vedere determinarea intensității corelațiilor dintre PIB și fiecare din variabilele considerate, utilizând coeficientul de corelație liniară unifactorială. În acest demers al analizelor cantitative și evidențierea aspectelor calitative, au fost alese opt variabile factoriale.

În urma celor două ipoteze formulate în acest caz (respectiv, analiza normalității distribuției valorilor PIB per capita din cele 11 țări analizate, pe principali ani ai perioadei 2003 – 2013, precum și identificarea existenței unor diferențe semnificative între seriile de date ale PIB per capita, grupate pe principali ani ai perioadei 2003 – 2013) și ținând seama de rezultatele obținute rezultă că, în cazul primei ipoteze, valorile PIB per capita grupate pe principalii ani ai perioadei 2003 – 2013 au distribuții normale, evoluțiile parametrilor acestora evidențiind existența unui proces divergent al valorilor PIB per capita în cazul celor unsprezece țări analizate.

În cazul celei de a doua ipoteze rezultă că nu există deosebiri semnificative între valorile PIB per capita grupate pe ani, în cele unsprezece țări analizate. Din această perspectivă, integrarea și asimilarea caracteristicilor modelelor culturale în modelele economice, precum și validarea de către acestea a structurilor economice, pot evidenția și o oarecare tendință de reducere a disonanțelor dintre modele culturale și structurile economice, ținându-se cont, că atât cultura, cât și economia au legi proprii în funcție de care se manifestă.

Deși interesul cercetătorilor pentru investigarea influențelor variabilelor culturale și a modelelor culturale naționale asupra structurilor economice și sociale este demonstrat de existența a numeroase lucrări științifice publicate, îndeosebi în literatura străină, în România demersurile științifice pentru un astfel de subiect de cercetare sunt reduse, și se limitează de cele mai multe ori fie la analize descriptive privind modelele economice sau cele culturale, fără a analiza în concret intercondiționalitățile dintre acestea, fie sunt prezentate în manualele de economie sau sociologie economică.

În cazul acestei cercetări corelația modele culturale vs. structuri economice s-a realizat cu fundament econometric, și deoarece indisponibilitatea sau întreruperea seriilor de date pentru variabilele avute în vedere putea afecta într-o oarecare măsură fidelitatea rezultatelor obținute, ceea ce a presupus prelucrări superioare ale seriilor de date, îngreunând procesul de analiză.

Trebuie avut în vedere totodată faptul că în această analiză fiind folosite serii de timp și nu serii de date longitudinale, se poate afirma că, influențele culturale asupra evoluției structurilor economice și a modelelor economice în general sugerează mai degrabă o schimbare de paradigmă a modelelor culturale decât o legătură de determinare directă una asupra celeilalte. Pentru rafinarea rezultatelor cercetării, studiul poate fi continuat prin extinderea ariei de cercetare și includerea în analiză atât a seriilor de date longitudinale cât și a numărului de țări incluse.

În ceea ce privește evoluția structurilor economice, în capitolul trei al lucrării a fost realizată o analiză a evoluției structurilor economiei naționale ca urmare a transformărilor pe care societatea românească le-a experimentat de-a lungul timpului, în procesul de reformă și adoptare la condițiile economiei de piață.

Integrarea României în spațiul economic și cultural european a impus alinierea la noile coordonate, sociale, economice și politice ale UE precum și transpunerea valorilor și a caracteristicilor modelului economic și cultural european, la realitățile interne. România a fost și este parte a spațiului european, și a modelului economic european cu care a împărtășit lungii istorii, experiențe și tradiții.

Reconfirmarea apartenenței s-a realizat însă mai târziu, la șaptesprezece ani de la schimbarea de sistem. România a fost și este europeană, din punct de vedere al apartenenței teritoriale, economice și culturale. Un model economic și cultural european nu poate fi gândit în afara României, impunându-se însă nevoia unei convergențe cu spațiul european și reducerea decalajelor care încă mai despart România de statele dezvoltate ale Europei.

Evoluțiile recente au demonstrat că România poate reduce din aceste decalaje dacă reușește să mobilizeze resursele disponibile către sectoarele care pot asigura creștere economică, valorificând în egală măsură potențialul de care încă mai dispune.

Se pune astfel întrebarea dacă există un model economic viabil care poate fi transpus în cazul României și care să asigure un grad ridicat succes în reducerea dezechilibrelor față de vechile țări membre UE-28. Am încercat să identificăm un astfel de model, care să corespundă exigențelor europene, și pe care țara noastră să îl adopte și să îl valorifice, în egală măsură.

Am pornit în realizarea acestei cercetări de la premisa că nu există un astfel de model minune, ci mai degrabă soluțiile provin de la îmbinarea armonioasă a mai multor caracteristici ale unor modele deja existente și care și-au dovedit funcționalitatea, dar pe care însă România nu le poate doar importa și transpune, ci necesită o adaptare coerentă la realitățile interne și substratul său cultural și social.

Prin rezultatele obținute în urma realizării cercetărilor am încercat să realizăm nu numai o îmbunătățire a cadrului de analiză a relației modelele culturale și structuri economice prin identificarea mecanismelor de influență și intercondiționalitate dintre acestea, dar și contribuții la fundamentarea unui model care să valorifice această relație binecunoscută modele culturale - structuri economice.

REFERINȚE BIBLIOGRAFICE

- Aiginger, K., Guger, A. (2005), *The European Social Model: from an alleged barrier to a competitive advantage*, Progressive Politics, vol. 4.3, September 2005.
- Al Sadoon, M., (2009), *Causality along sub-spaces: theory*. Cambridge Working Papers in Economics (0919).
- Alajääskö P., Roodhuijzen, A. (2015), *Entrepreneurship - statistical indicators*, EUROSTAT, Martie, 2015, disponibil la: [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Entrepreneurship - statistical indicators](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Entrepreneurship_-_statistical_indicators)
- Altınay, G., Karagöl, E., (2004), *Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey*. Energy Economics, (26):985–994.
- Ametsis, G., Berghans, J., Hemerijk, A., Sakellariopoulos, T., Stergiou, A., Stecvens, Y. (2003), *Connecting welfare diversity within the European Social Model*. Background report for the Internaional Conference of the Hellenic Presidency of the European Union on the Modernisation of the European Social Model, 21-22 May 2003.
- Andersen, T. (2004), *Challenges to the Scandinavian welfare model*, European Journal of Political Economy, 20, 743-754
- Andrei, T., Bourbonais, R. (2008). *Econometrie*, Ed. Economică, București.
- Anghelache, C., Mitruț, C., Bugudui, E., Deatcu, C. (2010), *Econometrie*, Ed. Artifex, București.
- Antrop, M., (1997), *The concept of traditional landscapes as a base for landscape evaluation and planning. The example of Flanders Region*. Landscape and Urban, Planning (38):105–117.
- Arellano, M., Bond, S.R., (1991), *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*. Review of Economic Studies, (58):277–297.
- Asafu-Adjaye, J., (2000), *The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries*. Energy Economics, 22(6): 615–625.
- Bal, A.(2007), *Modelele economice europene în confruntare cu globalizarea*, Revista OEconomica, 03, 41-53
- Baltagi, B.H., (2008). *Econometrics*. Fourth Edition: Springer-Verlag.
- Barth, E., Moene, K.O, Willumsen, F.(2015), *The Scandinavian model - An interpretation*, Journal of Public Economics, (127):17–29
- Bourgeois, I., Lasserre, R.(2010), *Les PME allemandes, une compétitivité à dimension sociale et humaine*, in PME, OSEO, p.195.
- Breitung, J., Pesaran, M.H., (2005), *Unit Roots and Cointegration in Panels*, CESifo Working Papers N. 1565, disponibil la: http://www.cesifo-group.de/portal/page/portal/DocBase_Content/WP/WP-CESifo_Working_Papers/wp-cesifo-2005/wp-cesifo-2005-10/cesifo1_wp1565.pdf
- Busch, K.(2010) *World Economic Crisis and the Welfare State – Possible solutions to reduce the economic and social imbalances in the world economy, Europe and Germany*, International Policy Analysis, Friedrich Ebert Foundation, February, 2010, disponibil la: <http://library.fes.de/pdf-files/id/ipa/07000.pdf>
- Chui, A.C., Titman, S., Wei, K.J.,(2010), *Individualism and momentum around the world*. Journal of Finance, 65(1):361–392.
- Comitetul Economic și Social European (2011), *Avizul Comitetului Economic și Social European privind dezvoltarea prestațiilor de asigurări sociale (2011/C 44/05)*, Jurnalul Oficial al Uniunii Europene, C 44/28:33
- Comitetul Economic și Social European, (2010), *Avizul Solidaritate în domeniul sănătății: reducerea inegalităților în materie de sănătate în UE*, (SOC/351), Bruxelles, 29 aprilie 2010
- Deacon, B.(2002), *Eastern European welfare states: the impact of the politics of globalization*. Journal of European Social Policy, 10(2):146-161, p.151.

- Dolado, J., Lütkepohl, H., (1996), *Making wald tests work for cointegrated VAR systems*, *Econometric Reviews*, (15):369-386.
- Ely, R.J., Thomas, D.A., (2001), *Cultural diversity at work: the effects of diversity perspectives on work group processes and outcomes*. *Administrative Science Quarterly*, (46): 229–273.
- Enders W. (2004), *Applied econometrics time series*. Wiley series in Probability and Statistics.
- Engle, R.E., Hendry, D.F., Richard, J.F., (1983), *Exogeneity*, *Econometrica*, (51):277-304.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J., (1987), *Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing*, *Econometrica*, (55):251–276, disponibil la: http://www.ntuzov.com/Nik_Site/Niks_files/Research/papers/stat_arb/EG_1987.pdf
- Engle, R.F., Yoo, B.S., (1987), *Forecasting and testing in cointegrated systems*. *Journal of Econometrics*, (35):143–159, disponibil la: http://www.uta.edu/faculty/crowder/papers/Engle_Yoo_1987.pdf
- Esping-Andersen, G.(1990), *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton Univ. Press, Princeton
- Esping-Andersen, G.(2002), *Why We Need a New Welfare State*, Oxford University Press, Oxford
- European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (2012), *Labour Market Developments in Europe, 2012*, p.7, disponibil la http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/european_economy/2012/pdf/ee-2012-5_en.pdf
- Ferge, Zsuzsa.(2002), *European Integration and the Reform of Social Security in the Accession Countries*. *European Journal of Social Quality*, vol 3.
- Fukuyama, F.(1995), *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. FreePress.
- Gaygisiy E.,(2013), *How are cultural dimensions and governance quality related to socioeconomicdevelopment?*, *The Journal of Socio-Economics*, (47):170-179.
- Grahl, J., Teague, P. (1997), *Is the European social model fragmenting?*, *New Political Economy*, 2, (3):405-426.
- Granger, C.W.J., (1981), *Some properties of time series data and their use in econometric model specification*. *Journal of Econometrics*, (16):121–130, disponibil la: <http://www.unc.edu/~jbhill/CointGranger.pdf>
- Granger, C.W.J., Huang, B., Yang, C.W., (2000), *A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu*. *Q. Rev. Econ. Financ.*, (40):337–355.
- Greene, W. H., 2011. *Econométrie*, 7e édition, Pearson Education France.
- Greif, A., (1994), *Cultural beliefs and the organization of society: a historical and the-oretical reflection on collectivist and individualist societies*. *Political Economy*, (102):912–950
- Grosfeld, I., Zhuravskaya , E. (2015), *Cultural vs. economic legacies of empires: Evidence from the partition of Poland*, *Journal of Comparative Economics*, (43):55–75, p.55
- Guiso, L., Sapienza, P., Zingales, L., (2008), *Trusting the stock market*. *Journal of Finance*, 63(6):2557–2600.
- Hernik, J., Dixon-Gough, R.,(2011), *Archiving the complex information systems of cultural landscapes for interdisciplinary permanent access—development of concepts*. In: Markus, J. (Ed.), *Preservation in Digital Cartography: Archiving Aspects*. Springer, Heidelberg/Dordrecht/London/New York,pp. 77–98.
- Hofstede, G. (2011), *Dimensionalizing Cultures: The Hofstede Model in Context*, *Online Readings in Psychology and Culture*, 2(1). <http://dx.doi.org/10.9707/2307-0919.1014>.
- Hofstede, G., (2001), *Culture's Consequences: Comparing Values, Behaviors, Institutions and Organizations Across Nations*, 2nd ed. Sage Publications, ThousandOaks, CA.
- Hofstede, G., Hofstede, G. J., Minkov, M. (2010), *Cultures and Organizations: Software of the Mind (Rev. 3rd ed.)*, McGraw-Hill, New York.
- Hofstede, G., McCrae, R.R. (2004), *Culture and personality revisited: Linking traits and dimensions of culture*, *Cross-Cultural Research*, (38):52-88.
- Hong, Y.Y.(2009), *A dynamic constructivist approach to culture: moving fromdescribing culture to explaining culture*. In: Wyer, R., Chiu, C., Hong, Y.Y. (Eds.), *Understanding Culture: Theory, Research and Application*. Psychology Press.

- Im, K.S., Persaran, M.H., Shin, Y., (2003), *Testing for unit roots in heterogeneous panels*. Journal of Econometrics, (115):53–74.
- Inglehart, R., (1997), *Modernization Postmodernization Changing Values and Political Styles in Advanced Industrial Society*. Princeton University Press, Princeton NJ
- Jaba, E., Grama, A. (2004), *Analiza statistică cu SPSS sub Windows*, Ed. Polirom, Iași.
- Jarque, C.M., Bera, A.K. (1987), *A test for normality of observations and regression residuals*. International Statistical Review, 55 (2):163–172. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/1403192>
- Jepsen Maria an dAmparo, Serrano Pascual.(2005).*The European Social Model: an exercise in deconstruction*. Journal of European Social Policy. vol 15. no.3 , p. 243.
- Johansen, S., (1988), *Statistical analysis of cointegration vectors*. Journal of Economics Dynamic and Control, (12):231–254, disponibil la: <http://nhjy.hzau.edu.cn/kech/hgjx/Article/UploadFiles/tese/xuexiziyuan/jdwxxd/lwl/12.pdf>
- Jones, J.,(2006), *The relative concentration of net maternity in chimpanzees and humans*. American Journal of Human Biology, 18 (2), 260.
- Kovacheva, Petya (2008), *The European social model after enlargement “race to the bottom” or “race to the top”?* Discussion Paper. London: Policy Network., disponibil la: http://www.policy-network.net/uploadedfiles/events/events/race_to_the_bottom_or_race_to_the_top.pdf, accesat:10.02.2015
- Landes, D.S.(1998), *The Wealth and Poverty of Nations: Why Some Are So Rich and Some So Poor*. W.W. Norton, New York.
- Lee, C.C., (2006), *The causality relationship between energy consumption and GDP in G-11 countries revisited*, Energy Policy, (34):1086–1093.
- Manning, N.(2003), *The transferability of welfare models between East and West*. In Cross-National Research Papers 7 (1).November, European Cross-National Research and Policy, disponibil la <http://www.xnat.org.uk/Seminar%201%20Researching%20the%20European%20Social%20Model%20from%20a%20Comparative%20Perspective.pdf>
- Maridal, J.H. (2013), *Cultural impact on national economic growth*, The Journal of Socio-Economics, (47):136– 146
- Marinescu C.(2007), *Economia de piață - fundamentele instituționale ale prosperității*, Ed. ASE, București, disponibil la: <http://mises.ro/507/>
- Marini, M.(2004), *Cultural evolution and economic growth: a theoretical hypothesis with some empirical evidence*. Journal of Socio-Economics, (33):765–784.
- Masih, A.M.M., Masih, R., (1996), *Energy consumption, real income and temporal causality: results from a multicountry study based on cointegration and error-correction modelling techniques*. Energy Economics, (18):165–183.
- O’donoghue, M.(2009), *Exploring the European social model and its ability to reform Europe*, Social and Political Review, (XIX):33-43, p.34, disponibil la: <http://www.spr.tcdlife.ie/spr09.pdf>
- OECD (2012), *OECD Compendium of Productivity Indicators 2012*, Paris.
- Oh, W., Lee, K., (2004), *Energy consumption and economic growth in Korea: testing the causality relation*. Journal of Policy Modeling, (26):973–981.
- Oprea, C., Zaharia, M. (2011), *Elemente de analiza datelor și modelare utilizând Excel*, Ed. Universitară, București.
- Page, S.E., (2007), *Difference: How the Power of Diversity Creates Better Groups, Firms, Schools, and Societies*. Princeton University Press, Princeton, New York.
- Pedroni, P., (1999), *Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors*. Oxford Bulletin of Economic and Statistics, (61):653–678.
- Pedroni, P., (2000), *Fully modified OLS for the heterogeneous cointegrated panels*, Advances in Econometrics, (15):93-130.
- Pedroni, P., (2001), *Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels*, Review of Economics and Statistics, (83):727-731.

- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.P., (1999), *Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels*, Journal of the American Statistical Association, (94):621-624.
- Petrakis, P., Kostis, P.(2013), *Economic growth and cultural change*, The Journal of Socio-Economics, (47):147-157, p.148.
- Saikkonen, P., (1991), *Asymptotic Efficient Estimation of Cointegration Regressions*, Econometric Theory, (7):1-21.
- Schulmeister, S.(2006), The principles of the European Social Model and the practice of the economic policy in the EU, p.32-33, în Varvaroussis P.(ed)(2006.), *Europe in the Globalized Economy*, Papazisis Publishers, Athens disponibil la: http://stephan.schulmeister.wifo.ac.at/fileadmin/homepage_schulmeister/files/Europe_in_globalized_eco.pdf
- Shoham, A., Malul, M., (2013), *Cultural attributes, national saving and economic outcomes*, The Journal of Socio-Economics, (47):180–184
- Ssekuma, R. (2011), *A study of cointegration models with applications*. (M.Sc. Degree Thesis) University of South Africa.
- Tabellini, G., (2005), *Culture and institutions: economic development in the regions of Europe*. CESifo Working Paper No. 1492
- Tang, L., Koveos, P.E. (2008), *A framework to update Hofstede's cultural value indices: Economic dynamics and institutional stability*, Journal of International Business Studies, (39):1045-1063.
- Throsby, D., (2001), *Economics and Culture*. Cambridge University Press, London, UK.
- Toda, H.Y., Yamamoto, T., (1995), *Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes*. Journal of Econometrics, (66):225–250.
- Tomka, Bela. (2006), *East Central Europe and the European social policy model: a long-term view*. East European Quarterly, Vol.40, NO. 2. 22 June. 135.
- Tripathi R.D.(2014), *Macroeconomic policy redressal for financial stability*, Economics, Management, and Financial Markets, 9(1):101-111
- Vaughan-Whitehead, D. (2003), *EU enlargement versus social Europe? The uncertain future of the European social mode*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Weber, M.,(1904), *Objectivity in Social Science and Social Policy*” Essay in The Methodology of the Social Sciences, disponibil la: <http://www.anthropos-lab.net/wp/wp-content/uploads/2011/12/Weber-objectivity-in-the-social-sciences.pdf>
- Weiss, D., (1995), *Ibn Khaldun on economic transformation*. International Journal of Middle East Studies, 27 (1): 29–37.
- Wilkinson, R., Pickett, K.(2010), *The Spirit Level: Why more equal societies almost always do better*, Bloomsbury Publishing, London
- Wolde-Rufael, Y., (2004), *Disaggregated energy consumption and GDP, the experience of Shanghai, 1952–1999*. Energy Economics, (26):69–75.
- Zachariadis, T., (2007), Exploring the relationship between energy use and economic growth with bivariate models: New evidence from G-7 countries, Energy Economics, (29):1233-1253.
- Zaharia, M., , R.M. (2008), *Econometrie. Elemente fundamentale*, Ed. Universitară, București.
- Zaharia, M., Popescu, C. (2015), *Comparative Analysis on the Influence of the Economic Crisis on Education in some European Countries*, International Journal of Synergy and Research (IJSR), vol.4, issue 1/2015, Special Issue Managing the diverse workforce:Challenges for Management and Society, pag 63-83, disponibil la: http://ijsr.umcs.lublin.pl/wp-content/uploads/2015/05/ijsr_vol_4_no_2_pap_5_Comparative-Analysis-on-the-Influence.pdf
- ***World Bank, (2015), The World Bank DataBank, disponibil la: <http://data.worldbank.org/country/romania>
- EUROSTAT, (2015a), Entrepreneurship - statistical indicators, Authors: Pekka Alajääskö și Anton Roodhuijzen, disponibil la: http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Entrepreneurship_-_statistical_indicators

- ***EUROSTAT, (2015b), Government Finance and EDP statistics, disponibil la:
<http://ec.europa.eu/eurostat/web/government-finance-statistics/data/database>
- ***EUROSTAT, (2015c), Europe in figures – Eurostat yearbook, disponibil la:
[http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Europe in figures - Eurostat yearbook](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Europe_in_figures_-_Eurostat_yearbook)
- ***The Conference Board Total Economy Database™, January 2014, disponibil la:
<http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>
- ***The Culture Compass™, disponibil la: <http://geert-hofstede.com/countries.html>
- ***Dimensions of national Cultures, Dimension Data Matrix, Geert Hofstede, disponibil la:
<http://geerthofstede.nl/dimension-data-matrix>